

ESTUDIO DEL EFECTO INFORMATIVO DEL ANUNCIO DE BENEFICIOS TRIMESTRALES

C. José García, Begoña Herrero y Ana M^a Ibáñez*

WP-EC 2005-05

Correspondencia a: Begoña Herrero, Departamento de Finanzas Empresariales, Universitat de València, Avda. dels Tarongers, s/n, 46022 Valencia, Telf. 96 382 83 69, Fax 96 382 83 70, e-mail: Begona.Herrero@uv.es; A.M. Ibáñez: Departamento de Finanzas Empresariales, Universitat de València.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Febrero 2005

Depósito Legal: V-994-2005

IVIE working papers offer in advance the results of economic research under way in order to encourage a discussion process before sending them to scientific journals for their final publication.

* C.J. García, B. Herrero y A.M. Ibáñez: Departamento de Finanzas Empresariales, Universitat de València.

ESTUDIO DEL EFECTO INFORMATIVO DEL ANUNCIO DE BENEFICIOS TRIMESTRALES

C. José García, Begoña Herrero y Ana M. Ibáñez

RESUMEN

Se pretende comprobar si el anuncio de beneficios trimestrales tiene contenido informativo a través del estudio de la rentabilidad de títulos cotizados en el mercado continuo español para el período que abarca del tercer trimestre del 2000 al cuarto trimestre del 2002. Se analiza la presencia de rentabilidades anormales con la metodología del suceso y se incide en diferentes aspectos como son: el trimestre al que el anuncio hace referencia, el carácter positivo o negativo del beneficio, la fuente de información, el tamaño de la empresa y si se trata de una empresa seguida por analistas financieros o no. Los resultados obtenidos confirman la existencia de contenido informativo en los anuncios de beneficios trimestrales y presentan indicios de utilización de información privilegiada en la publicación de anuncios de beneficios correspondientes al primer trimestre del año y en el caso de empresas pequeñas y de empresas no seguidas por los analistas.

Palabras clave: Anuncio de beneficios trimestrales, rendimiento anormal, información privilegiada.

Clasificación JEL: G14, G19, G 12

ABSTRACT

In this research we investigate whether quarterly earnings announcements are informative using a wide sample of firms listed in the Spanish Stock Market (SIBE). We study the period comprised between the third quarterly of 2002 and the fourth quarterly of 2003. We analyse whether abnormal returns are related to the quarter in which the announcement is released, whether the announcement implies good or bad news for the firm, the source of the information, the size of the firm and whether the firm is followed by analysts. Results show that quarterly earnings announcements are informative. We also obtain evidence of a possible use of insider information in the case of the announcements disclosed in the first quarterly of the year, those related to small firms and to firms not followed by analysts.

Key words: Quarterly earnings announcements, abnormal returns, insider information.

Introducción

Desde el punto de vista teórico, los anuncios de beneficios transmiten información al mercado de capitales sobre la evolución de la empresa. Los inversores, ante la llegada de nueva información, pueden revisar sus expectativas sobre la evolución futura de los flujos de la empresa y sobre su valor lo que evidentemente, se reflejará en el precio de los títulos en el mercado.

El concepto de eficiencia intermedia en los mercados implica que los precios deben reflejar toda la información pública disponible en cada momento, incluyendo, por tanto la transmitida a través de los estados financieros, entre la que se encuentra el beneficio de la empresa que centra nuestra atención en este trabajo. Es de esperar que, ante la llegada de nueva información materializada en el anuncio de beneficios, los precios reaccionen como resultado de la incorporación de las nuevas expectativas sobre la evolución futura de la empresa.

El hecho comentado en el párrafo anterior se ha contrastado ampliamente en estudios empíricos, de manera que desde los primeros trabajos de Beaver (1968) y Ball y Brown (1968) se han realizado numerosas investigaciones sobre el efecto informativo del anuncio de beneficios, con la finalidad de comprobar por un lado, si la nueva información relevante se incorpora al precio y, por otro, si existe información privilegiada, lo que supondría que parte de esa información se refleja en el precio con anterioridad a su publicación oficial.

En esta investigación se pretende comprobar si el anuncio de beneficios trimestrales tiene contenido informativo a través del estudio de la rentabilidad de los títulos, analizando la presencia de rentabilidades anormales con la metodología del suceso e incidiendo en diferentes aspectos como son: el trimestre al que el anuncio hace referencia, el carácter positivo o negativo del beneficio publicado, la fuente de información de la que proviene el anuncio, el tamaño de la empresa y si se trata de una empresa seguida por analistas financieros o no.

En concreto, el estudio se realiza para los anuncios de beneficios trimestrales y anuales que realizan las empresas españolas que cotizan en el Sistema de Interconexión Bursátil (en adelante SIBE) para el período que abarca del tercer trimestre del 2000 al cuarto trimestre del 2002. El estudio es especialmente interesante debido a los amplios requisitos de presentación de información que tienen las empresas españolas cotizadas en bolsa. Por un lado deben presentar información trimestral sobre resultados, dividendos, hechos significativos y evolución de los negocios. Además, deben presentar información semestral sobre la cuenta de pérdidas y ganancias, balance, evolución de los negocios e información sobre hechos significativos (incluidos los datos correspondientes al mismo periodo del año anterior) y las cuentas anuales auditadas.

En primer lugar, los resultados obtenidos se clasifican en función del trimestre con la finalidad de comprobar si existen diferencias informativas según el periodo al que hacen referencia. Es de esperar que el anuncio de beneficios anual, al ser definitivo, tenga un efecto superior al esperado ante anuncios de beneficios provisionales. Gajewski y Quéré (2001) en su estudio para el mercado francés concluyen que el

efecto del anuncio anual es significativo y superior al obtenido ante anuncios de beneficios semestrales que no son definitivos¹.

Además, siguiendo la metodología usual en este tipo de estudios, se divide la muestra en función de si la noticia publicada es positiva o negativa para la empresa. Es de esperar que las buenas noticias tengan un efecto positivo y significativo sobre la rentabilidad y las malas noticias un efecto negativo y significativo sobre la rentabilidad; de manera que, al separar las buenas noticias y las malas se evita que los rendimientos anormales positivos y negativos se compensen.

También se han analizado los resultados diferenciando la fuente de información, de la que proviene el anuncio, de Hechos y Comunicaciones de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (en adelante CNMV) o prensa, con la idea de comprobar si el impacto o el momento de incorporación de la información es diferente en cada caso.

En investigaciones previas se ha detectado que el tamaño de la empresa es una característica explicativa del rendimiento anormal, de manera que es de esperar que el impacto del anuncio sea diferente para empresas grandes y pequeñas. Con el fin de encontrar evidencia de este comportamiento se realiza el estudio para dos carteras de anuncios creadas en función del tamaño de las empresas que realizan la publicación.

También se dispone de las previsiones de consenso de los analistas financieros sobre el beneficio anual de las empresas, lo que ha permitido un análisis adicional, con la idea de estudiar si el impacto del anuncio del beneficio es diferente si se trata de una empresa seguida por los analistas o si no lo es. Los analistas financieros publican mensualmente previsiones sobre el beneficio anual esperado, y con la idea de comprobar si esta información afecta al precio de las acciones y si lo hace en qué momento se refleja esa información en el precio, se ha analizado también el impacto de la publicación mensual del beneficio previsto por los analistas.

Respecto a la evidencia empírica previa en el mercado español se encuentra el trabajo de Arcas y Rees (1999) que si bien analizan el efecto de la publicación de los anuncios anuales y trimestrales sobre el valor de empresas españolas, no separan sus resultados en función del trimestre al que hace referencia el anuncio. Estos autores estudian el efecto informativo del anuncio de beneficios a través del estudio de la volatilidad del rendimiento alrededor del día del anuncio y del rendimiento anormal. Posteriormente, Sanabria (2003) realiza un análisis más completo al incluir un análisis del comportamiento del volumen alrededor del anuncio de beneficios anual. Por su parte, Fernández y García (2001) analizan si los anuncios de beneficios anuales son los causantes del efecto lunes y tamaño en el mercado español. Para ello, estudian si los anuncios de beneficios que se realizan los fines de semana son causantes de las bajas rentabilidades de

¹ Gajewski y Quéré (2001) encuentran que debido a que los anuncios semestrales no son definitivos y no están sujetos a auditoría, pueden ser utilizados por la empresa para transmitir noticias diferentes a las reales, por ejemplo, pueden reservar parte de una noticia buena para el anuncio anual por temor a que el segundo semestre evolucione peor que el primero, y pueden no publicar la totalidad de una noticia mala con la esperanza de que durante el segundo semestre se mejore el resultado. En ambos casos, el contenido informativo de la noticia semestral sería inferior del esperado si las noticias hubiesen sido definitivas.

los lunes y si la reacción de los precios ante la publicación del beneficio es diferente en función del tamaño de la empresa.

Dada la evidencia comentada, se considera que la principal aportación al estudio del contenido informativo de los beneficios consiste en realizar el análisis en función del trimestre al que hace referencia el anuncio y en función de la fuente de información, pues no se encuentran trabajos similares para el mercado español, e incorporar el efecto informativo del seguimiento y anuncio de los analistas.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En el siguiente apartado se presenta una revisión de los principales estudios que han investigado la existencia de rendimiento anormal alrededor de la fecha de anuncio. En el apartado segundo se explica la metodología que hemos empleado, centrando la atención en primer lugar en la descripción de la metodología del suceso y posteriormente en la descripción de los modelos generadores de rendimientos utilizados para el cálculo del rendimiento anormal y en la posterior estimación de esos modelos. En el apartado 3 se describe la base de datos y nuestro estudio, en el cuarto se presentan los resultados obtenidos y finalmente, en el apartado quinto se recogen las conclusiones.

1. Investigaciones previas

Gran parte del interés por examinar el contenido informativo del anuncio de beneficios viene motivado por la necesidad de comprobar si la información relevante que llega al mercado se refleja en el precio de los activos como resultado de la revisión de expectativas de los inversores sobre la evolución futura de empresa y sobre su valor, siendo especialmente importante, el análisis del momento en que se produce, ya que si parte de la nueva información se refleja en los precios con anterioridad a su publicación oficial, se podría analizar la existencia de información privilegiada.

Bajo la hipótesis de mercados de capitales eficientes, el precio de los activos debe reflejar en cualquier momento toda la información disponible, de manera que ante la llegada de información relevante, ésta debe incorporarse al precio. Si la noticia publicada aporta información a los participantes del mercado sobre el nivel de los flujos de caja futuros de la empresa o sobre el momento en que éstos van a realizarse, es de esperar que en el momento de anuncio se produzca un cambio, bien en el nivel o en la variabilidad del precio de los activos, bien en la cantidad de títulos negociados, o bien en ambas magnitudes.

Como afirman Pope e Inyangete (1992) bajo el supuesto de que los agentes racionales utilizan sus expectativas sobre el beneficio de la empresa para inferir el valor de los títulos, hay dos razones para predecir que la difusión del anuncio de beneficios originará una distribución de rendimientos diferente a la distribución incondicional. La primera razón es que bajo el supuesto de expectativas racionales, los agentes forman expectativas sobre el valor futuro que son imperfectas ya que llevan asociada incertidumbre. La segunda razón es que aunque el momento del anuncio de beneficios es predecible, hay incertidumbre sobre el momento exacto en que se producirá. En esta situación, cuando se resuelva la incertidumbre y se anuncie el

beneficio es previsible que el mercado reaccione siempre que el beneficio anunciado sea diferente al esperado, bien por su magnitud, bien por el momento de publicación.

La evidencia empírica muestra que la variabilidad del rendimiento de los títulos aumenta cuando se anuncian los beneficios corporativos. Bajo el supuesto de expectativas racionales esto es consistente con que los anuncios de beneficios tienen contenido informativo para los inversores y causan revisión de las expectativas de consenso sobre variables relevantes para el valor del título, por lo que ante la llegada de esa nueva información, el valor de los títulos se revisa.

Tradicionalmente, el contenido informativo de los beneficios se ha medido a través del estudio del rendimiento anormal, de la volatilidad o del volumen negociado durante un corto periodo de tiempo alrededor de la fecha de anuncio.

La metodología del rendimiento anormal medio parte del supuesto de que la reacción de los precios ante los anuncios de buenas y de malas noticias será diferente, de manera que se esperan aumentos en el precio si la noticia es buena y caídas si es mala. Sin embargo, los inversores y analistas han hecho estimaciones sobre el beneficio futuro de la empresa de manera que aquella parte de la información publicada que confirma sus predicciones se espera que no tenga efecto sobre el precio, mientras que la información no esperada, conocida como la “*earnings surprise*”, es la que ocasionará reacciones en los precios. Bajo la hipótesis de contenido informativo, el beneficio inesperado positivo, debería generar, en media, rendimientos anormales positivos y significativos y, el negativo debería generar rendimientos anormales promedios negativos y significativos.

Por otro lado la metodología basada en la volatilidad del rendimiento supone que cualquier anuncio que llegue al mercado debería producir un cambio en el precio, de manera que se espera que la variabilidad del rendimiento sea mayor el día de anuncio que cualquier otro. Observando si hay un aumento en la volatilidad del rendimiento el día de anuncio, se puede testar la hipótesis del contenido informativo del beneficio.

En el mismo sentido, si la información sobre beneficios es relevante para los inversores, debería llevar a reajustes en la cartera y, en consecuencia a aumentos en el volumen de negociación.

En 1968 Beaver, en un trabajo pionero, establece que el beneficio tiene contenido informativo si su publicación altera las expectativas de los inversores y, por tanto, es la información incremental que conlleva dicha publicación lo que realmente contiene información para el mercado. En su estudio, realizado para el mercado estadounidense, encuentra que tanto la volatilidad del rendimiento como el volumen de negociación aumentan significativamente durante la semana alrededor del anuncio, confirmando así que los anuncios de beneficios tienen contenido informativo. En concreto observa un cambio significativo en los precios de las acciones la semana de anuncio y la previa, lo que indicaría que parte de la información se ha descontado o que hay fuentes de información de publicación de beneficios que difunden la noticia antes que las consultadas por el autor y, además, el efecto de los precios se mantiene hasta dos semanas después a la publicación, lo que da una idea del tiempo que necesitan los inversores para asimilar la nueva información y reaccionar ante ella.

A raíz del trabajo seminal de Beaver (1968) muchas han sido las investigaciones encaminadas a comprobar sus resultados tanto para el mercado norteamericano como para otros mercados. Así, también para el mercado norteamericano se destacan los trabajos con anuncios sobre beneficios anuales de Ball y Brown (1968) y Beaver *et al* (1979). Ball y Brown (1968) realizan su estudio para empresas que cotizan en NYSE y para el período 1946-1966 y obtienen que existe rendimiento anormal el mes de anuncio, pero que este efecto se observa en los meses previos y se mantiene durante los meses posteriores. Por su parte, Beaver *et al.* (1979), en su estudio para empresas cotizadas en NYSE encuentran que cuanto mayor es la sorpresa que origina en el mercado la magnitud del anuncio de beneficio publicada, mayor es la reacción del inversor.

También para el mercado norteamericano pero analizando el efecto de los anuncios cuatrimestrales se encuentran los trabajos de Bernard y Thomas (1989), Ball y Kothari (1991) y Landsman y Maydew (2001). Bernard y Thomas (1989) investigan para el período 1974-1986 las empresas cotizadas en NYSE, AMEX y en NASDAQ y obtienen que el rendimiento anormal promedio acumulado durante los 60 días posteriores al anuncio es positivo y significativo para los anuncios inesperados positivos y negativos y significativos en caso contrario. Ball y Kothari (1991) confirman en su estudio realizado para el período 1980-1988 y para empresas cotizadas en NYSE y AMEX que los anuncios cuatrimestrales de beneficios tienen contenido informativo ya que encuentran que hay rendimiento anormal significativo y positivo el día de anuncio y el previo. Landsman y Maydew (2001) revisan el trabajo realizado por Beaver (1968) con el fin de confirmar que, a pesar de la evolución de los mercados, de los avances tecnológicos y de los cambios en el sistema contable, el anuncio cuatrimestral de beneficios todavía tiene contenido informativo. Realiza su estudio para empresas que cotizan en NYSE-AMEX y para el período 1972-1998 y demuestran que la volatilidad de los rendimientos es alta y significativa durante el período $(-1, 1)$ alrededor del anuncio.

Para los mercados europeos, destacan los realizados para el Reino Unido por Pope e Inyangete (1992), Opong (1995), Hew *et al.* (1996) y Elsharkawy y Garrod (1996), siendo el primero con anuncios de beneficios anuales, el segundo con anuncios semestrales y los dos últimos con anuncios de beneficios semestrales y anuales.

Pope e Inyangete (1992) realizan su estudio para el período 1985-1987 para empresas que cotizan en el London Stock Exchange y para empresas que cotizan en mercados OTC y obtienen que en el día previo, el día de anuncio y el posterior, la variabilidad del rendimiento es positiva y significativa, confirmando el contenido informativo del anuncio de beneficios en el Reino Unido. Opong (1995) analiza el efecto informativo de la publicación de beneficios semestrales para el período 1983-1987 y confirma los resultados obtenidos para ese mercado al obtener que la volatilidad es superior y significativa el día de anuncio, el previo y el posterior al mismo. Hew *et al.* (1996) estudian este efecto para el período 1989-1992 para empresas cotizadas en el London Stock Exchange y confirman que el día de anuncio la volatilidad es positiva, superior a la obtenida en el período anterior y posterior al anuncio y significativa tanto para los anuncios semestrales como para los anuales. También para empresas que cotizan en el London Stock Exchange, Elsharkawy y Garrod (1996) estudian el comportamiento de los precios alrededor del anuncio de beneficios para el período de 1988-1991 obteniendo rendimientos anormales positivos y significativos el día de anuncio y los dos días previos al mismo.

Estudios similares se encuentran para el resto de mercados europeos. Gajewski y Quéré (2001) para el mercado francés utilizan anuncios de beneficios anuales y semestrales² para comprobar su efecto informativo. Realizan su estudio para el periodo 1994-1996 y entre sus resultados obtienen que la reacción del mercado ante el anuncio anual es superior a la reacción ante el anuncio semestral para las buenas noticias e inferior ante las malas, reacción que se observa el día de anuncio y el previo, y el rendimiento anormal acumulado es significativo para el intervalo (0,1) y (0,5). Kallunki (1996) y Booth *et al.* (1997) estudian el efecto informativo de los beneficios anuales en el mercado finlandés. Laurent (2000) con anuncios anuales, estudian la reacción del mercado de Bruselas y para el mercado de Estambul Odabassi (1998) analiza el efecto de anuncios semestrales y anuales. Para el mercado español destacamos los trabajos de Arcas y Rees (1999) con anuncios trimestrales y anuales, de Fernández y García (2001) y de Sanabria (2003), elaborados estos dos últimos con anuncios anuales.

Los trabajos que han estudiado el contenido informativo de los beneficios, no sólo se han centrado en el análisis de la reacción de precios y volúmenes al anuncio, sino que se han ampliado en varias direcciones. Uno de los temas que ha sido ampliamente estudiado es el momento en el que el mercado reacciona a la publicación de nueva información, diferenciando dos grupos de investigaciones, aquéllas que defienden que el mercado anticipa la magnitud del beneficio lo que ocasiona que la información se descuenta con anterioridad a la publicación del anuncio, y aquéllas que defienden que se producen ajustes posteriores en precios tras la publicación del mismo.

Respecto al primer grupo de trabajos, Ball y Brown (1968) demostraron que parte del rendimiento anormal asociado al anuncio de beneficio se obtenía antes del anuncio debido a que durante el período previo al anuncio hay información relevante de dominio público indicadora del nivel de beneficio, bien publicada por la empresa, bien resultado de la búsqueda por parte de los analistas. Observan que si la información publicada es diferente a la esperada, el mercado reacciona en la misma dirección que la “*sorpres*a”, de manera que el signo del rendimiento anormal promedio acumulado desde los 11 meses anteriores al anuncio hasta el mes de anuncio incluido, está asociado con el signo del beneficio inesperado y, además, casi el 90% del efecto en el precio tiene lugar antes del mes de anuncio. Tras la evidencia empírica encontrada, Holtausen y Verrechia (1988) desarrollan un modelo teórico relacionando la llegada de información, a través de anuncios rutinarios, con la volatilidad del rendimiento en el periodo de anuncio y en el posterior al mismo.

Respecto al segundo grupo de trabajos relacionados con el momento en que el mercado incorpora la información, varios estudios empíricos han mostrado que las reacciones del precio al anuncio de beneficios el día de publicación son incompletas y que los precios se ajustan gradualmente a la nueva información, de manera que en los días posteriores se pueden obtener rendimientos anormales significativos. Como afirman Arcas y Rees (1999), los ajustes en precios continúan durante algún tiempo debido a las fricciones de negociación, los retrasos en los ajustes de los precios cotizados, retrasos en procesamiento de información por los inversores y a la progresiva transmisión de información de los inversores más activos a los más pasivos. El primero que detectó este fenómeno fue Ball y Brown (1968) y lo denominó “*post earnings*

² Gajewski y Quéré (2001) también analizan el efecto de la publicación cuatrimestral de la evolución de los negocios.

announcement drift” y ha sido analizado, entre otros, por Ball y Kothari (1991) y por Bernard y Thomas (1990) para el mercado americano. Para el mercado europeo destacamos los trabajos de Hew *et al.* (1996), Kallunki (1996) y Booth *et al.* (1996). Ball y Brown (1968) observaron que tras la realización del anuncio de beneficios anual de la empresa los ajustes en precios continuaban durante un tiempo, en la misma dirección que el beneficio inesperado. En un trabajo posterior Bernard y Thomas (1989), observan el mismo fenómeno y además destacan que el efecto del ajuste en precio se mantiene durante los 60 días posteriores al anuncio, siendo superior en las empresas pequeñas que en las grandes. Hew *et al.* (1996) obtienen resultados similares, si bien no tan pronunciados, para el Reino Unido.

Relacionados en parte con los estudios realizados sobre la capacidad del mercado para anticipar la magnitud del anuncio de beneficio, se encuentran un grupo de estudios empíricos que demuestran que hay variación crosseccional significativa en la volatilidad alrededor del anuncio de beneficios e intentan explicarla con características específicas de las empresas relacionadas con el nivel de información pública previo al momento de anuncio de beneficio. Bajo la hipótesis de información diferencial, la variabilidad del rendimiento del título asociada al anuncio de beneficios será función inversa del nivel de información relacionado con el beneficio previo al anuncio. Algunas de las variables que se han utilizado como proxies de la información previa al anuncio son: el tamaño de la empresa medido por la capitalización bursátil (Atiase (1980, 1985 y 1987), Dempsey (1989) y Pope e Inyangete (1992)), el mercado en el que cotiza la empresa (Grant (1980), Atiase (1987) y Pope e Inyangete (1992)), variables asociadas a los incentivos de los participantes del mercado a invertir en la búsqueda de información (Dempsey (1989) y Pope e Inyangete (1992)) y variables asociadas a la sofisticación del inversor (Hand (1990), Ball y Kothari (1991) y Elsharkawyand y Garrod (1996)).

En lo que se refiere al tamaño de la empresa la principal conclusión que se ha obtenido es que la reacción del precio ante la publicación del beneficio es mayor para las empresas pequeñas que para las grandes debido a que las pequeñas tienden a publicar menos información y reciben menos atención de los analistas que las grandes y, en consecuencia, la publicación del beneficio transmite más información que en el caso de empresas de mayor tamaño. Entre los trabajos más destacados están los de Atiase (1980), (1985) y (1987), Dempsey (1989).

Atiase (1980) argumenta que la información previa a la publicación del anuncio es una función creciente del tamaño de la empresa, de manera que la cantidad de información inesperada que reciba el mercado con el anuncio de beneficio está inversamente relacionada con el tamaño de la empresa. Posteriormente, Atiase (1985) demuestra empíricamente esta relación en un estudio realizado para un conjunto de empresas que cotizan en NYSE/AMEX y en mercados OTC. Observa que ante el anuncio de beneficios semestral se produce una mayor volatilidad en los precios la semana del anuncio y esta reacción es superior para las empresas más pequeñas. En un trabajo posterior de 1987 demuestra que este conocido “*efecto tamaño*” se produce con independencia del mercado en el que cotiza la empresa. A esta conclusión también llegan Pope e Inyangete (1992), que en su estudio diferencian dos muestras de empresas, las que cotizan en el London Stock Exchange y las que lo hacen en un mercado no oficial. Demuestran que el aumento en volatilidad es superior en las empresas pequeñas cotizadas en un mercado oficial y en las OTC que en las grandes.

Dempsey (1989) estudia para empresas cotizadas en el NYSE el nivel de información previo al anuncio medido a través de dos proxies: el tamaño y el seguimiento de la empresa por parte de los analistas. Como resultado encuentra que las dos variables por separado son explicativas del nivel de rendimiento anormal alrededor del anuncio, de manera que cuanto más grandes son las empresas y más analistas las siguen, menor es el efecto informativo del anuncio, sin embargo, en regresión múltiple la variable tamaño deja de ser significativa, lo que indicaría que los analistas tienen incentivos para la búsqueda de información adicional al tamaño de la empresa.

Otra de las variables empleadas como indicadora del nivel de información previo al anuncio de beneficios, es el mercado en el que cotiza la empresa. Grant (1980), observa que la cantidad de información existente sobre las empresas que cotizan en mercados OTC es inferior a la disponible para empresas que cotizan en mercados oficiales y demuestra que el contenido informativo del anuncio anual de beneficios es diferente para empresas que cotizan en cada tipo de mercado, siendo más alta la reacción en precios para empresas OTC.

Respecto a las variables asociadas a los incentivos de los participantes del mercado a invertir en la búsqueda de información, junto al trabajo de Dempsey (1989) ya comentado, destacamos el de Pope e Inyangete (1992), que analizan empresas cotizadas en el Reino Unido y utilizan como proxies del nivel de información diferencial, esto es del nivel de información pública relevante para el beneficio de la empresa previo al anuncio del mismo, las siguientes variables: el tamaño de la empresa, el mercado en que cotiza (oficial o mercado OTC), la frecuencia de noticias nuevas y comentarios en prensa y el número de market makers asignados al título. Estas dos últimas variables están relacionadas positivamente con el nivel de información previa relevante, y por tanto su relación con el efecto en el precio del anuncio será negativa. Entre sus resultados se encuentra que las variables asociadas a la búsqueda de información tienen poder explicativo adicional al que tiene el efecto tamaño.

Finalmente, se comentan los trabajos que incluyen como variables explicativas de la volatilidad del rendimiento las asociadas a la sofisticación del inversor, como es el caso de los trabajos de Hand (1990), Ball y Kothari (1991) y Elsharkawy y Garrod (1996)). Estos tres autores analizan el efecto de la sofisticación del inversor sobre la respuesta de los precios de los títulos a los anuncios de beneficios a través de diferentes variables sugeridas por Hand (1990), en concreto una transformación logarítmica del tamaño³ y el valor de los títulos poseídos por inversores institucionales. Ball y Kothari (1991) concluyen que la transformación logarítmica del tamaño en realidad mide el “*efecto tamaño*” y no la sofisticación del inversor, mientras que Elsharkawy y Garrod (1996) observan que el valor de los títulos en manos de inversores institucionales sí es una variable explicativa del precio y encuentran que ante un beneficio inesperado positivo el inversor no sofisticado tienen una reacción superior a la del sofisticado, frente a la menor reacción que manifiesta cuando el beneficio inesperado es negativo.

En lo que se refiere a la evidencia en el mercado bursátil español, destacan los trabajos de Arcas y Rees (1999) que analizan el efecto del anuncio de beneficios trimestral y anual considerando el efecto del

³ El tamaño se utiliza como una aproximación de la tenencia institucional y, por tanto, de la sofisticación del inversor.

beneficio inesperado y, diferenciando entre empresas grandes y pequeñas. Entre sus resultados encuentran que la volatilidad es mayor el día de anuncio y el posterior al mismo y que existe rendimiento anormal positivo el día previo y los cuatro días posteriores. Observan que el mercado reacciona al beneficio inesperado pero también a cambios en beneficios previamente predichos por los analistas debido a que algunos inversores no han incorporado la información contenida en las previsiones, lo que coincide con los resultados de Elsharkawy y Garrod (1996).

Fernández y García (2001) realizan un estudio del efecto lunes y el efecto tamaño basado en la existencia de asimetrías de información y analizan dos de las formas que tiene la empresa para transmitir información: el pago de dividendos y el anuncio de beneficios anual. Testan dos hipótesis en relación a estos efectos: la relacionada con el efecto lunes es que la baja rentabilidad de los lunes viene determinada por que las empresas revelan sus noticias negativas durante el fin de semana y la relacionada con el efecto tamaño es que en las empresas pequeñas, al ser menos seguidas por los analistas y disponer de menos información, se produce una mayor reacción en precios ante el anuncio de información pública. Respecto al estudio de los beneficios Realizan el estudio para toda la muestra y separando entre noticias buenas o malas en función de que representen un aumento o una disminución del beneficio anual comunicado por el año anterior y desagregan la muestra en función del día de la semana en que se realiza el anuncio y del tamaño de las empresas. Entre sus resultados destacan que los anuncios de beneficios provocan una rentabilidad anormal superior a la producida por el anuncio de dividendos, y aunque ningún valor es estadísticamente significativo el día del anuncio, la reacción observada es más intensa para las malas noticias y sobre todo en las empresas de menor capitalización.

Finalmente, Sanabria (2003) estudia el comportamiento de precios y volumen alrededor del anuncio de beneficios anual correspondiente al periodo 1999 a 2001. Analiza la rentabilidad anormal para toda la muestra separando en función del error de predicción de las previsiones de los analistas. Entre sus resultados obtiene que el beneficio anual tiene efecto informativo ya que se produce un cambio positivo y significativo el día de anuncio y el anterior y se observa rendimiento anormal significativo en la ventana $(0, +1)$ y $(-1, +1)$. Separando por el error de predicción encuentran que cuando el error de predicción es positivo (buena noticia) el cambio en rentabilidad se produce en el mismo sentido que el signo del error mientras que si el error de predicción es negativo, el cambio en rentabilidad es contrario al esperado.

Con este trabajo se pretende completar el estudio realizado para el mercado español, ya que al disponer de anuncios de beneficios trimestrales se puede estudiar con una amplia muestra el contenido informativo de la publicación de beneficios y además se puede comprobar si la reacción del mercado es diferente en función del trimestre al que se refiera, efecto que sería de esperar pues los anuncios trimestrales son provisionales mientras que los anuales son definitivos.

Además, debido a los requisitos que tienen que cumplir las empresas españolas cotizadas en Bolsa en cuanto a la presentación de información trimestral sobre el beneficio alcanzado, se considera que es de gran interés conocer el efecto que tiene esta obligación sobre el precio de los títulos de la empresa y si realmente se consigue el efecto informativo para el inversor.

Gran parte de las empresas cotizadas en Bolsa son seguidas ampliamente por los analistas financieros, que periódicamente publican previsiones sobre el beneficio anual esperado. Así, se analiza también el impacto de la publicación mensual del beneficio previsto por los analistas, con la idea de comprobar si esta información afecta al precio de las acciones y si lo hace en qué momento se refleja esa información en el precio.

2. Metodología

Para cumplir nuestro objetivo, esto es, comprobar si el anuncio de beneficios tiene efecto informativo y afecta al valor de la empresa, se ha seguido el método del estudio de sucesos. Como afirma Binder (1998) la utilidad del estudio de sucesos es doble. Por un lado, permite testar la hipótesis nula de que el mercado incorpora la información eficientemente. Por otro lado, bajo la hipótesis de mercado eficiente, al menos respecto a la información pública disponible, permite examinar el impacto del evento sobre la riqueza del accionista. Además, los resultados de multitud de estudios empíricos previos permiten corroborar que es una herramienta potente para detectar el impacto de determinados acontecimientos sobre el precio del título.

Para aplicar la metodología del estudio de sucesos es necesario utilizar un modelo generador del rendimiento esperado supuesta la no ocurrencia del suceso a estudiar. Con la idea de utilizar el modelo que mejor ajusta los rendimientos en el mercado español, se analizan en serie temporal para el mercado español y para el periodo desde junio de 1990 a diciembre de 2002 el modelo de mercado, el modelo de tres factores propuesto por Fama y French (1992) y (1993) y un CAPM condicional, con la idea de utilizar en el estudio de sucesos el modelo que proporcione un coeficiente de determinación ajustado mayor.

En este apartado se describe en primer lugar, el método del estudio de sucesos y, posteriormente los tres modelos generadores de rendimiento que se han analizado.

2.1. Metodología del estudio de sucesos

En este apartado se presenta la metodología utilizada para comprobar si la llegada al mercado de nueva información materializada en el anuncio de beneficios empresariales incide en los precios de las empresas cotizadas. Como se ha comentado anteriormente se trabaja con el estudio de sucesos o “event study”, metodología ampliamente utilizada en el campo de las finanzas empresariales para la estimación de la rentabilidad anormal.

En primer lugar se describen las fases para la realización de un estudio de eventos, a continuación se explica el método elegido para calcular la rentabilidad anormal y se termina con la justificación del test de significación estadística que se aplica en esta investigación.

*Fases del estudio de sucesos*⁴

Los pasos necesarios para aplicar el estudio de suceso son los siguientes:

Lo primero es identificar el acontecimiento que se desea estudiar y el periodo de tiempo durante el que se va a efectuar el análisis.

El siguiente paso es determinar el criterio de selección de la muestra. La elección de las empresas que compondrán la muestra está determinada por la disponibilidad de datos para realizar el análisis. Se ha de comprobar que al seleccionar la muestra de anuncios no se introducen sesgos en la selección de las empresas ya que esto podría condicionar los resultados obtenidos. Además, se han de eliminar aquellos anuncios que se considere que están “contaminados” por otro tipo de noticias que puedan afectar al resultado.

Para una correcta aplicación del estudio de sucesos es necesario determinar el momento exacto en que se ha producido el anuncio en cuestión. Esto es debido a que en un mercado eficiente en su sentido semifuerte, el precio de cualquier activo financiero incorpora en cada momento, la información pública disponible hasta ese momento. De manera que es en el momento de anuncio cuando se puede comprobar si ha existido un rendimiento anormal respecto al esperado.

Si antes del anuncio oficial ha habido filtraciones o rumores, es posible que el efecto del anuncio ya se haya reflejado en el precio del activo cuando se produce la comunicación oficial de manera que, de no recoger esta filtración, el efecto del anuncio estaría infravalorado.

Debido a la dificultad de determinar la fecha exacta de anuncio y a la existencia de retrasos en el ajuste de las variables a la nueva información, es habitual analizar un periodo de evento centrado en la fecha de anuncio. Ese periodo se conoce como ventana de suceso. Al analizar varios días antes y varios días después del anuncio, se puede determinar con mayor precisión el momento en que el mercado incorpora al precio la información del anuncio. Por último y como se ha comentado anteriormente, con el fin de que la ventana de suceso incorpore únicamente la información relativa al acontecimiento objeto de estudio, se eliminan aquellas empresas que se hayan visto afectadas en ese periodo de tiempo por otros sucesos relevantes diferentes al estudiado.

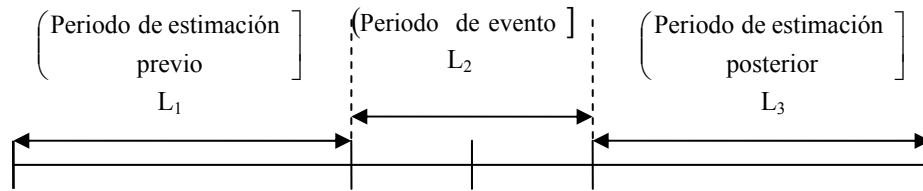
A continuación se ha de determinar el periodo de estimación que nos servirá para estimar la rentabilidad esperada del activo financiero en el periodo de evento.

Este periodo se conoce como ventana de estimación, y puede situarse alrededor del suceso, antes del suceso o después del mismo. En ocasiones, para evitar que la ventana de estimación esté afectada por el acontecimiento se suele dejar un espacio de tiempo entre la ventana de estimación y la de evento.

Generalmente los periodos de evento y de estimación no se superponen para evitar que los datos del periodo de estimación estén contaminados por los de evento.

⁴ Esta metodología se recoge ampliamente en diferentes trabajos, como Campbell *et al.* (1998) y Martín (2003).

Siguiendo a Campbell *et al.* (1998), se representan en el siguiente gráfico, las ventanas de estimación y evento y su correspondiente duración.



donde $t=0$ es la fecha del anuncio, el periodo de evento va desde el día T_1+1 al día T_2 , el periodo de estimación previo desde T_{0+1} a T_1 y el de estimación posterior de T_{2+1} a T_3 . Si calculamos las longitudes de estos periodos tenemos que el periodo de estimación previo mide $L_1 = T_1 - T_0$, el de evento $L_2 = T_2 - T_1$ y el de estimación posterior $L_3 = T_3 - T_2$.

El siguiente paso consiste en elegir el modelo generador de rendimiento que servirá para estimar la rentabilidad normal o de referencia, esto es, la rentabilidad esperada si el suceso no hubiese ocurrido. Siguiendo a Campbell *et al.* (1998), para estimar la rentabilidad esperada se pueden utilizar dos tipos de modelos de valoración: los estadísticos y los económicos.

Los modelos de valoración estadísticos parten de hipótesis de carácter estadístico sobre el comportamiento del rendimiento de los activos y no dependen de argumentos económicos. Por el contrario, los modelos económicos, no se basan solamente en supuestos estadísticos, sino que descansan en supuestos sobre el comportamiento de los inversores y los mercados. Según Campbell *et al.* (1998) la ventaja de estos modelos no es la ausencia de supuestos estadísticos sino que al completarlos con restricciones económicas, posibilitan el cálculo de medidas más precisas de rendimiento normal.

Una vez elegido el modelo se procede a estimar la rentabilidad anormal o extraordinaria de cada anuncio para cada día de la ventana del suceso y/o para determinados intervalos de tiempo.

Bajo la hipótesis de mercado eficiente, es de esperar que si un determinado acontecimiento afecta al valor de la empresa, su efecto quedará reflejado en el precio del título. Por tanto, se puede cuantificar el efecto del evento como la diferencia entre la rentabilidad real del título y la que se hubiese esperado si el suceso no hubiese tenido lugar. Esto es,

$$e_{it} = R_{it} - E(R_{it} | X_t) \quad (1)$$

donde: e_{it} es el rendimiento anormal para la empresa i en el día t perteneciente a la ventana de suceso, R_{it} es la rentabilidad real obtenida por la empresa i ese día, y $E(R_{it}|X_t)$ es la rentabilidad esperada condicionada a la información requerida por el modelo empleado para su estimación, X_t .⁵

Con la metodología del estudio de sucesos se pretende comprobar el efecto de un acontecimiento sobre el valor de las acciones en general y no sobre una empresa particular. Por tanto es necesario agregar transversalmente los rendimientos anormales centrados en la fecha de anuncio con el fin de obtener generalizaciones. También se pueden agregar los resultados temporalmente para estudiar el comportamiento de la rentabilidad anormal en periodos superiores a un día.

Finalmente es necesario contrastar la significación estadística de las rentabilidades anormales. Es necesario definir la hipótesis nula y elegir el test que se adapte a nuestra muestra, ya que como afirma Binder (1998) con el test adecuado podemos solucionar cualquier problema de tipo estadístico que se plantee⁶.

Para realizar los contrastes de significatividad se dispone de dos tipos de test, los paramétricos y los no paramétricos. Los test paramétricos parten del supuesto de que las rentabilidades anormales promedio siguen una distribución normal, por el contrario, los no paramétricos no necesitan hipótesis sobre la distribución del rendimiento anormal. Estos últimos son especialmente interesantes cuando se dispone de pocos anuncios y suelen utilizarse como complemento a los paramétricos.

Cuando se calcula el rendimiento anormal con el método de los errores de predicción, la hipótesis nula que se contrasta es que la rentabilidad extraordinaria del periodo de evento es cero⁷, y por tanto el anuncio no tiene efecto informativo. El test que se ha utilizado para contrastar la significatividad estadística es el test paramétrico propuesto por Jaffe (1974) y Mandelker (1974), ya que al disponer de 792 anuncios, se piensa que no es necesario completar el estudio con el uso de test no paramétrico, por su falta de potencia ante muestras grandes.

Análisis de la rentabilidad anormal mediante el método de los errores de predicción

A continuación se comenta el proceso de cálculo y agregación de las rentabilidades anormales estimadas mediante el método de los errores de predicción, así como sus propiedades estadísticas. Finalmente, se describe el test de significación estadística que se ha utilizado en este trabajo.

⁵ Este método de cálculo de la rentabilidad anormal se conoce como método de los errores de predicción y es el que se utiliza en este trabajo. Otro método es el de los coeficientes de regresión que estiman el valor del rendimiento anormal a través de variables ficticias.

⁶ En el estudio de sucesos encontramos dos tipos de problemas. Por un lado los que hacen referencia al incumplimiento de las hipótesis básicas sobre la perturbación aleatoria (falta de normalidad, autocorrelación, heterocedasticidad, inestabilidad de los parámetros) y por otro lado problemas derivados de la relación de corte transversal entre todos los anuncios (falta de normalidad del rendimiento extraordinario promedio, heterocedasticidad de corte transversal, correlación de corte transversal y cambios en la varianza de las rentabilidades extraordinarias).

⁷ Como afirma Binder (1998), estimar el rendimiento anormal a través de coeficientes de regresión presenta como una de sus principales ventajas que se puede estudiar el posible comportamiento diferenciado de las empresas ante el acontecimiento, y la posibilidad de realizar contrastes sobre hipótesis conjuntas.

Según el método de los errores de predicción, el rendimiento anormal o extraordinario se calcula por diferencia entre el rendimiento real obtenido por el título y el que se esperaría en caso de que el suceso no hubiese ocurrido.

Por tanto, el primer paso es obtener el rendimiento esperado del título supuesta la no ocurrencia del suceso. A partir de los datos de la ventana de estimación, se calcula el vector de estimadores del modelo generador de rendimiento elegido. Este vector de estimadores se denomina $\hat{\theta}_i$ y tendrá una dimensión $(p \times 1)$ en función del número de factores, p , incluido en el modelo. El vector de estimadores del modelo generador de rendimientos se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y si se cumplen las hipótesis estadísticas básicas, los estimadores obtenidos serán eficientes ya que son lineales, insesgados y óptimos.

Las hipótesis estadísticas básicas sobre la perturbación aleatoria de la ventana de estimación, que denominaremos \hat{e}_{it} , pueden expresarse de la siguiente manera:

- Su esperanza matemática es nula $E(\hat{e}_{it}) = 0$
- Sigue una función de distribución normal.
- Es homocedástica, esto es, su varianza es constante e independiente del tiempo y de los factores. Si llamamos $\hat{\sigma}_{e_i}^2$ a la varianza de las perturbaciones aleatorias del periodo de estimación, su valor vendrá dado por la siguiente ecuación:

$$\hat{\sigma}_{e_i}^2 = \frac{\sum_{t=T_0}^{T_1-1} \hat{e}_{it}^2}{L_1 - p} \quad (2)$$

- No tiene dependencia en serie temporal, es decir, el resultado que se produce en un momento debe ser independiente del que se produce en otro momento distinto. Por tanto, la covarianza entre dos perturbaciones aleatorias en distintos momento del tiempo, debe ser nula.

$$Cov(\hat{e}_{it}, \hat{e}_{it+s}) = 0 \quad (3)$$

para cualquier t y s , siendo s distinto de cero.

Con el vector estimado y el modelo generador de rendimiento elegido se puede estimar el rendimiento esperado supuesta la no ocurrencia del suceso para la ventana de suceso⁸ y a partir de ahí obtener la rentabilidad anormal para la empresa i en la ventana del suceso con la siguiente expresión:

⁸ Las variables y parámetros que pertenecen a la ventana de suceso llevan el superíndice (*) para diferenciarlas de las pertenecientes a la ventana de estimación que no lo llevan.

$$\hat{e}_i^* = R_i^* - X_i^* \hat{\theta}_i \quad (4)$$

donde \hat{e}_i^* es la estimación del vector de rentabilidades anormales en la ventana de suceso, R_i^* es el vector de rentabilidades reales observadas en ese período y, X_i^* es la matriz de los factores explicativos en la ventana de suceso.

Bajo la hipótesis nula, el vector de rentabilidades anormales estimado sigue una distribución normal⁹ con una esperanza nula y una varianza igual a V_i , cuyas expresiones respectivas vienen dadas por las siguientes expresiones:

$$E(\hat{e}_i^* | X_i^*) = E[e_i^* - X_i^* (\hat{\theta}_i - \theta_i | X_i^*)] = 0 \quad (5)$$

$$V_i = E(\hat{e}_i^* \hat{e}_i^{*'} | X_i^*) = I \sigma_{ei}^2 + X_i^* (X_i^{*'} X_i^*)^{-1} X_i^{*'} \hat{\sigma}_{ei}^2 \quad (6)$$

donde I es la matriz identidad de dimensión $(L_2 \times L_2)$ y V_i es la matriz de varianzas-covarianzas del rendimiento anormal estimado en la ventana de suceso. De estas expresiones se desprende que el rendimiento anormal estimado, con una esperanza igual a cero, es insesgado y su varianza es la suma de dos elementos: la varianza resultado de las perturbaciones futuras más una varianza adicional por el error muestral en el vector de estimadores, $\hat{\theta}_i$. Éste último elemento tiende a cero cuando la amplitud del periodo de estimación es amplia, por tanto se suele aceptar que la varianza del rendimiento anormal del periodo de evento coincide con la varianza de los residuos del periodo de estimación.

Si se llama $\hat{\sigma}_{ei}^2$ a la varianza de los residuos de la empresa i en el día t del periodo de estimación, V_{it} a la varianza del rendimiento anormal de la empresa i en el día t de la ventana de evento y se supone un periodo de estimación suficientemente amplio se admite que la varianza de los residuos del periodo de estimación es un buen estimador de la varianza del rendimiento anormal del periodo de evento, esto es:

$$V_{it} = \hat{\sigma}_{ei}^2 = \frac{\sum_{t=T_0}^{T_1-1} \hat{e}_{it}^2}{L_1 - p} \quad (7)$$

donde p refleja la corrección por la pérdida de grados de libertad y coincide con el número de factores a estimar, de manera que depende del modelo elegido como generador de rendimientos esperados.

⁹ Esta hipótesis suele realizarse, ya que como afirman Brown y Warner (1985), cuando el número de anuncios es grande y siguiendo el Teorema Central del Límite, se puede suponer que el rendimiento anormal estimado seguirá una función de distribución normal.

Por tanto, bajo la hipótesis nula, las rentabilidades extraordinarias siguen la siguiente distribución:

$$\hat{e}_i^* \sim N(0, V_{it}) \quad (8)$$

y si se supone un periodo de estimación suficiente amplio, se puede expresar de la siguiente forma:

$$\hat{e}_i^* \sim N(0, \hat{\sigma}_{e_i}^2) \quad (9)$$

Una vez calculado el rendimiento anormal de cada título en cada momento de la ventana de suceso, se procede a su agregación transversal, ya que lo que se persigue es realizar inferencias globales del efecto del acontecimiento sobre el valor de la empresa a partir de la observación de la variación de los precios. Posteriormente se procederá a la agregación temporal¹⁰ con el fin de observar el efecto del acontecimiento para periodos superiores a un día.

Si llamamos AR_t al rendimiento anormal medio para todos los anuncios en cada momento t del periodo de suceso, nos muestra el impacto promedio de la llegada de nueva información al mercado:

$$AR_t = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{e}_{it}^*}{N} \quad (10)$$

siendo N es el número de anuncios que componen la muestra.

Bajo la hipótesis nula, esto es, que el anuncio no tiene efecto informativo y por tanto la rentabilidad extraordinaria del periodo de evento es cero, el valor esperado del rendimiento anormal promedio será cero y la varianza vendrá dada por la siguiente expresión:

$$E(AR_t) = 0 \quad (11)$$

$$Var(AR_t) = \frac{\sum_{i=1}^N V_{it}}{N^2} \quad (12)$$

El cálculo de la varianza del rendimiento anormal promedio se basa en la hipótesis de que los rendimientos anormales obtenidos para cada anuncio de la muestra son independientes y están idénticamente distribuidos. Así, la correlación en sección cruzada de los rendimientos anormales es nula y la varianza de los rendimientos anormales para cada evento es constante:¹¹

¹⁰ El orden seguido para la agregación transversal y temporal no afecta a los resultados.

¹¹ Como se ha comentado anteriormente, el no cumplimiento de estas hipótesis lleva a tener que elegir cuidadosamente un test adecuado para el contraste de significatividad, esto es, un test que ajuste por presencia de correlación y heterocedasticidad de corte transversal.

$$Cov(\hat{e}_i^*, \hat{e}_j^*) = 0 \quad \text{para } i \neq j \quad (13)$$

$$\hat{\sigma}_{e_i}^2 = \hat{\sigma}_{e_j}^2 \quad (14)$$

Una vez obtenido el rendimiento anormal promedio para cada día del periodo de suceso, se pueden agregar temporalmente los resultados para un intervalo de tiempo determinado. Llamamos CAR_{KL} al rendimiento anormal medio acumulado y mide la estimación del beneficio o pérdida que ocasiona el suceso durante el periodo considerado:

$$CAR_{KL} = \sum_{t=K}^L AR_t \quad (15)$$

donde el intervalo KL está comprendido dentro de la ventana de suceso y se cumple que:

$$T_1 < K \leq L \leq T_2$$

Si se calcula su rendimiento esperado y su varianza:

$$E(CAR_{K,L}) = 0 \quad (16)$$

$$Var(CAR_{K,L}) = (L - K + 1)VAR(AR_t) = (L - K + 1) \frac{\sum_{i=1}^N V_{it}}{N^2} \quad (17)$$

El rendimiento anormal medio acumulado, CAR_{KL} , representa una estimación del efecto de la llegada de nueva información al mercado y ahora es necesario contrastar su significación estadística con el fin de determinar si los valores hallados en los AR y en los CAR son significativamente distintos de cero o no los son.

Test de significación estadística

Como hemos explicado anteriormente, los contrastes de significación estadística utilizados en el estudio de sucesos pueden ser paramétricos o no paramétricos, siendo la principal diferencia entre ellos que los paramétricos suponen una función de distribución del rendimiento anormal medio normal, mientras que los no paramétricos no parten de hipótesis previas sobre la función de distribución.

Como afirma Binder (1998) aunque se pueden encontrar importantes problemas de tipo estadístico en relación a la varianza y a la covarianza de los estimadores del rendimiento anormal, se han desarrollado soluciones a esos problemas que proporcionan test potentes e insesgados de las hipótesis sobre el efecto promedio del evento sobre el valor de las empresas.

En nuestro estudio encontramos los siguientes problemas:

- El rendimiento extraordinario medio no sigue una distribución normal. En este caso una posibilidad es realizar un contraste no paramétrico, que no parte de supuestos sobre la distribución del rendimiento anormal y que nos puede servir para confirmar los resultados obtenidos con los test paramétricos.

Sin embargo, como afirman Brown y Warner (1985), la no normalidad de los rendimientos diarios no tiene un impacto obvio en la metodología del estudio de sucesos. Hay evidencias de que para una muestra de activos, el rendimiento anormal medio converge a una normal conforme aumenta el número de títulos que componen la muestra. En este caso, están bien especificados los test paramétricos de significación incluso cuando los días de evento se solapan.

- Heterocedasticidad de corte transversal. Este problema es bastante común en el estudio de sucesos, ya que lo habitual es que las varianzas de las rentabilidades extraordinarias de los títulos no coincidan.
- Correlación de corte transversal entre las rentabilidades anormales de los distintos anuncios, ya que la fecha de publicación de algunos anuncios realizados en el mismo trimestre coincide. Este problema suele ser más grave cuando la fecha de anuncio de toda la muestra coincide y si las distintas empresas pertenecen al mismo sector.¹²

Para solucionar estos problemas se ha utilizado el test propuesto por Jaffe (1974) y Mandelker (1974) que es un test paramétrico que ajusta por correlación transversal y por heterocedasticidad transversal entre las rentabilidades anormales.¹³

No se puede suponer independencia de las rentabilidades anormales de las empresas cuyos anuncios componen la muestra, pues al coincidir la fecha de anuncio trimestral para muchas de ellas, existe correlación de los residuos. Para solucionar este inconveniente, se transforma el análisis en sección cruzada que se ha realizado para calcular el rendimiento anormal, en un análisis temporal. Para ello se construyen carteras de títulos en cada día del horizonte temporal analizado, en base a alguna regla de contratación que permita esperar la compensación de esas correlaciones. De esta forma se tienen carteras diarias y se puede disponer de una muestra de rentabilidades a lo largo de un periodo, que se supone que son independientes.

Siguiendo a Jaffe (1974) los títulos que componen una cartera en un momento T son todos aquellos que tuvieron un anuncio el día T y durante el periodo $T-K$ y $T+L$. Es decir, para que un título se incluya en la cartera T , su fecha de anuncio, M_i , debe cumplir la siguiente relación:

¹² Collins y Dent (1984) y Bernard (1987) examinan los efectos de la correlación y de la heteroscedasticidad de corte transversal entre empresas y encuentran que se introducen sesgos importantes cuando no se corrige el problema.

¹³ Brown y Warner (1980) utilizan un test similar.

$$T - K \leq M_i \leq T + L$$

donde K y L son valores que representan el número de días elegidos alrededor del momento del anuncio M_i y coinciden con el intervalo analizado con el CAR_{KL} .¹⁴

Este proceso de formación de carteras implica que se tienen tantas carteras como días de cotización¹⁵ compongan la muestra, siempre que se tengan anuncios suficientes. Puede ser que en fechas de cotización en las que no haya anuncio y tampoco lo haya en los días K y L alrededor, no se tengan carteras; en todo caso los días de cotización representan el número máximo de carteras que se tendrán. A su vez, cada título formará parte de $K-L+1$ carteras. Cuando se cambie el intervalo de tiempo a estudiar, CAR_{KL} se alterará la composición de cada cartera y puede llegar a variar el número de carteras. Por tanto se debe repetir el proceso para cada uno de los intervalos que se desee analizar.

Una vez elaboradas las carteras, se calcula la rentabilidad anormal promedio de cada cartera en cada fecha de cotización T de la serie temporal, de la siguiente manera:

$$\hat{e}_T = \frac{\sum_{j=1}^{N_T} \hat{e}_{iT}^*}{N_T} \quad (18)$$

donde N_T es el número de activos que componen la cartera en la fecha T y \hat{e}_{iT}^* es el rendimiento anormal estimado del título i en T .

Con la formación de carteras es de esperar que se haya controlado la correlación de las rentabilidades anormales de los distintos anuncios y que éstas sean independientes, pero todavía se tiene el problema de la heterocedasticidad. Para conseguir que las rentabilidades anormales estén idénticamente distribuidas el siguiente paso consiste en estandarizar la rentabilidad anormal de cada cartera T , \hat{e}_T , utilizando su desviación estándar durante P periodos anteriores¹⁶ a T , desde $T-P$ a $T-1$ calculada como se muestra a continuación

¹⁴ Por ejemplo, en nuestro caso se analiza desde el 1 de julio de 2000 hasta el 31 de mayo de 2003, en total 769 días de cotización y uno de los intervalos de tiempo que estudiamos es $K=5$ y $L=5$. En el primer día de cotización 1 julio de 2000 los títulos que componen esa cartera son todos aquellos que han tenido su anuncio el día 1 de julio o durante los cinco días de cotización posteriores al 1 de julio (los previos al 1 de julio no entran dentro de nuestro periodo).

¹⁵ Jaffe (1974) y Mandelker (1974) hablan de carteras en fecha de calendario, pero al tratarse de datos diarios donde nos encontramos con festivos, pensamos es más correcto hablar de fechas de cotización.

¹⁶ En este trabajo, como se ha utilizado una ventana de estimación alrededor del periodo de evento de -50 y +50 días, hemos considerado oportuno que la desviación del rendimiento anormal se calculase también tomando un periodo alrededor de la fecha de cotización. En concreto y para evitar solapamientos en el cálculo de las desviaciones para anuncios trimestrales consecutivos de la misma empresa, hemos utilizado -40 días y +40 días alrededor del día T .

$$SD_T = \sqrt{\frac{1}{P-1} \sum_{m=1}^P \left(e_{T,T-m} - \frac{1}{P} \sum_{m=1}^P e_{T,T-m} \right)^2} \quad (19)$$

La rentabilidad anormal media estandarizada quedaría expresada de la siguiente manera:

$$s\hat{e}_T = \frac{\hat{e}_T}{SD_T} \quad (20)$$

Para los diferentes valores de K y L que se deseen estudiar, se forman diferentes carteras en cada momento T , y se calcula el rendimiento anormal promedio estandarizado de esas carteras, que se denomina $\overline{s\hat{e}}_{KL}$

$$\overline{s\hat{e}}_{KL} = \frac{\sum_{T=1}^{T=f} s\hat{e}_T}{n} \quad (21)$$

donde $T=1$ y $T=f$ marcan el inicio y el fin del horizonte temporal considerado y n es el número de días de cotización en que se formaron carteras.

Dado que las rentabilidades anormales se suponen normales, cada una de las rentabilidades anormales estandarizadas, $s\hat{e}_T$, sigue una distribución t de Student. Siguiendo el Teorema Central del Límite, se puede suponer que la rentabilidad extraordinaria promedio estandarizada sigue una distribución normal. Finalmente, el t-estadístico que permitirá medir la significatividad estadística del rendimiento anormal acumulado para diferentes periodos de tiempo, CAR_{KL} , se calculará a partir de la siguiente expresión:

$$t = \frac{s\hat{e}_{KL}}{\sqrt{\frac{\hat{S}}{n}}} = \frac{\sum_{T=1}^{T=f} s\hat{e}_T}{\sqrt{\frac{\hat{S}}{n}}} \quad (22)$$

donde \hat{S} es la estimación de la desviación estándar del rendimiento residual estandarizado, $s\hat{e}_T$, que se distribuye como una χ^2 con n grados de libertad. Por tanto, la expresión anterior se distribuirá como una t de Student con n grados de libertad¹⁷.

¹⁷ Collins y Dent (1984) utilizan una versión simplificada del test de Jaffe (1974) para el caso en que la fecha de evento es la misma para todos los anuncios.

Debido al proceso de estandarización del rendimiento anormal $s\hat{e}_T$ (ver ecuación (20)), su desviación estándar, \hat{S} , se convierte aproximadamente en uno. Por tanto, se puede simplificar la expresión anterior y utilizar la siguiente

$$t = \frac{\sum_{T=1}^{T=f} s\hat{e}_T}{\sqrt{\frac{1}{n}}} \quad (23)$$

Con este estadístico t de Student que se distribuye con n grados de libertad, se puede testar la significación estadística de los rendimientos anormales promedios acumulados para diferentes intervalos, CAR_{KL} .¹⁸

2.2. Modelos de estimación de la rentabilidad esperada

Frente al modelo de mercado, la evidencia empírica ha demostrado que existen características de las empresas como el tamaño y el ratio de valoración de los fondos propios que explican el rendimiento medio de los títulos en mayor medida que la beta de mercado del CAPM. Esto ha llevado a desarrollar modelos con múltiples betas para estimar los rendimientos medios de los activos¹⁹.

La magnitud del rendimiento anormal y, su significación estadística dependen del modelo empleado para estimar el rendimiento esperado supuesta la no aparición del suceso. La mayoría de los estudios con metodología del suceso estiman la rentabilidad esperada con el modelo de mercado, sin embargo, la elección de un modelo de estimación de rendimientos adecuado es un tema que ha preocupado ampliamente en los diferentes estudios y revisiones realizados sobre el tema.²⁰

Por tanto, y de cara a la obtención e interpretación de resultados es importante utilizar un modelo que tenga una mayor capacidad explicativa de la variabilidad del rendimiento del título. Para ello, en este trabajo, y como paso previo a la estimación de los rendimientos anormales, se han analizado tres modelos de estimación de rendimientos con el fin de comprobar cuál explica un mayor porcentaje de la variabilidad del rendimiento de los títulos para el mercado español. A la vista de los resultados obtenidos para el mercado

¹⁸ Rubio (1986) y Rubio (1987) utilizan este test en sus estudios sobre contenido informativo de los anuncios de ampliaciones de capital y de los derechos de suscripción para el mercado español, ya que también encuentran problemas de correlación de corte transversal y heterocedasticidad de corte transversal.

¹⁹ Fama y French (1993) proponen un modelo con tres factores explicativos: el exceso de rendimiento, el factor tamaño y el factor VC/VM, y manifiestan la utilidad de este modelo para su aplicación en la técnica del estudio de suceso. Para el mercado español, Tapia (1995) recomienda utilizar el modelo de Fama y French (1993) en estudios sobre sucesos y Rubio y Tapia (1998) concluye que los factores añadidos respecto al modelo de mercado tienen un papel significativo en la explicación del rendimiento.

²⁰ Binder (1998) hace una revisión de los diferentes modelos que se suelen utilizar para estimar el rendimiento esperado dentro del ámbito del estudio de sucesos.

español^{21,22}, se ha considerado interesante incluir este estudio comparativo, ya que la aplicación de un modelo u otro puede alterar el rendimiento anormal estimado y por tanto, la significación estadística de los resultados obtenidos en el estudio del suceso.

A continuación se describen los tres modelos empleados en este trabajo: el modelo de mercado, el modelo de Fama y French (1993) y una versión del CAPM condicional. Para llevar a cabo el análisis en serie temporal de estos modelos de rentabilidades esperadas se han utilizado datos mensuales desde junio de 1990 a diciembre de 2002. La finalidad del análisis no es contrastar los modelos sino estudiar la sensibilidad de las rentabilidades de las carteras a la rentabilidad del mercado y al resto de factores considerados. Además, con el ánimo de comparar los resultados obtenidos en cada caso se analiza la bondad del ajuste a través del coeficiente de determinación corregido.

Los datos empleados para la estimación de los distintos modelos son los siguientes:

- La información bursátil de 197 empresas referida a la serie de precios de cierre diarios, dividendos, ampliaciones de capital y cambios en el nominal de los títulos que cotizan o han cotizado en el Sistema de Interconexión Bursátil Español (en adelante SIBE) durante el periodo de junio de 1990 a junio de 2003. En esta base también se tiene la series de precios de cierre del Índice General de la Bolsa de Madrid (en adelante IGBM) para el mismo periodo de tiempo.
- Las rentabilidades mensuales de las REPO a un mes sobre Letras del Tesoro proporcionadas por el Banco de España para el periodo analizado.
- A partir de la consulta de la CNMV, de Sociedad de Bolsas y de la base SABE se ha elaborado una base de datos que contiene para cada empresa el valor del neto patrimonial a final de cada año y el número de acciones admitidas a cotización a fin de mes desde junio de 1990 a diciembre de 2002.

Con la primera base de datos se calcula la serie histórica del rendimiento mensual de los títulos cotizados como el cociente de la diferencia entre el precio de cierre diario ajustado por cambios en el nominal y ampliaciones de capital menos el precio de cierre del periodo anterior dividido por el precio de cierre del periodo anterior, tal y como se indica en la expresión (24):

$$R_{it} = \frac{(P_{it} + D_{it}) - P_{it-1}}{P_{it-1}} \quad (24)$$

²¹ Junto a los trabajos mencionados anteriormente, Nieto (2001) obtiene que los tres factores del modelo de Fama y French (1993) proporcionan altos coeficientes de determinación en la estimación del rendimiento y Cáceres (2003) comprueba que los factores de Fama y French (1992) son variables explicativas del rendimiento de los activos en el mercado español.

²² Junto al modelo de Fama y French (1993), uno de los modelos de múltiples betas que ha despertado gran interés en los últimos tiempos es el CAPM condicional como alternativa al CAPM estático. Sin embargo, los resultados obtenidos de su estimación para el mercado español han sido discrepantes. Así, Nieto (2001) obtiene que el CAPM condicional mejora los resultados obtenidos con el CAPM estático mientras que Cáceres (2003) no encuentra explicativa ninguna de las variables utilizadas

donde R_{it} es el rendimiento del título i en el periodo t , P_{it} es el precio de cierre del activo i en t , ajustado por cambios en el nominal, D_{it} es el dividendo o, en su caso, el derecho de suscripción, del título i en t y P_{it-1} es el precio de cierre del activo i en $t-1$ ajustado por cambios en el nominal.

Para estudiar cuál de los tres modelos generadores de rendimientos comentados se adapta mejor al mercado español, se ha utilizado como variable endógena la rentabilidad esperada de diez carteras elaboradas, cada año, en función de dos criterios, su capitalización bursátil a fin de año y su ratio Valor Contable/Valor de Mercado (en adelante VC/VM) ponderando los títulos por capitalización y sin ponderarlos.

Respecto al primer criterio, para determinar la composición de la cartera en función de la capitalización bursátil, se han ordenado a 31 de diciembre del año anterior²³ los títulos de mayor a menor capitalización calculada como el número de acciones en circulación por el precio en esa fecha. Como requisito para pertenecer a esa cartera es necesario que los títulos integrantes de cada cartera coticen al menos durante todo el año siguiente. A continuación se reparten los títulos en 10 grupos con aproximadamente el mismo número de títulos, recogiendo la cartera 1 los títulos con mayor capitalización y la 10 los títulos con menor capitalización. La rentabilidad de cada cartera se ha calculado como la media equiponderada de las rentabilidades de los títulos que la componen.

En cuanto al segundo criterio, cada año se han ordenado a fecha 31 de diciembre, todos los títulos de mayor a menor ratio (VC/VM) calculado como el cociente entre el valor contable del neto patrimonial a inicio de año y la capitalización bursátil del título a fin de año. De nuevo se ha impuesto como requisito para que un título entre a formar parte de una cartera, que cotice al menos todo el año siguiente y, además, que el neto patrimonial sea positivo²⁴. Una vez ordenados los títulos se reparten en 10 carteras con aproximadamente el mismo número de títulos cada una y así se determina cada título a que cartera pertenecerá al año siguiente²⁵. La rentabilidad de cada cartera se calcula de dos formas ponderando cada título por su valor de mercado y sin ponderar.

Como variables explicativas para los modelos, se utilizan las siguientes

- Como rentabilidad del activo libre de riesgo se utiliza la rentabilidad mensual proporcionada por las REPO a un mes sobre Letras del Tesoro.
- Como aproximación a la rentabilidad del mercado se utiliza la rentabilidad mensual del IGBM.

²³ La composición de las carteras se revisa anualmente

²⁴ Con el fin de que la muestra de títulos que componen las carteras fuera la misma con independencia del criterio utilizado en la composición de las mismas, también se eliminan para la elaboración de carteras por el criterio tamaño y para cada año concreto, aquellos títulos que tuviesen un neto patrimonial negativo ese año

²⁵ La composición de las carteras se revisa anualmente.

- También se utilizan los siguientes factores de riesgo: el tamaño, el ratio VC/VM y la rentabilidad por dividendos.
- El ratio VC/VM de un título en un mes concreto se calcula como el cociente entre el valor de los recursos propios de la empresa a final de diciembre del año anterior y el valor de mercado de la empresa en ese mes, calculado como el producto del número de acciones por el precio en ese mes. El ratio VC/VM para la cartera es la media aritmética de los ratios de los títulos que la componen.
- La rentabilidad por dividendos para una empresa en un mes concreto se calcula como el cociente entre los dividendos totales repartidos por la empresa en los doce meses anteriores y el precio de las acciones en el mes anterior. Para las carteras, la rentabilidad por dividendos se calcula como una media equiponderada de los valores para todos los títulos.

Se pasa ahora a describir los modelos y posteriormente se comentaran los resultados obtenidos.

En lo que respecta al modelo de mercado, es un modelo estadístico, por tanto no depende de argumentos económicos sobre el comportamiento del mercado o de los inversores y sólo utiliza hipótesis de carácter estadístico sobre el rendimiento de los títulos. Según este modelo existe una relación lineal entre el rendimiento de un activo y el rendimiento de la cartera de mercado.

Si llamamos R_{it} al rendimiento mensual del título i en el periodo t , R_{mt} al rendimiento de la cartera de mercado en el mismo periodo, y ε_{it} a la perturbación aleatoria, con media nula y varianza constante, podemos expresarlo mediante la siguiente ecuación:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

donde α_i y β_i son los parámetros a estimar a través de mínimos cuadrados ordinarios. Dado que la cartera de mercado no es observable, se identifica con un índice del mercado de valores. En este trabajo se ha tomado el IGBM.

Si se cumplen las hipótesis estadísticas básicas²⁶, el estimador obtenido será lineal insesgado y óptimo.

²⁶ Siguiendo a Peña (1987), las hipótesis básicas pueden resumirse de la siguiente forma:

- linealidad del fenómeno medido
- independencia de las perturbaciones aleatorias
- normalidad de la distribución de las perturbaciones aleatorias
- homocedasticidad de las perturbaciones aleatorias.

El punto de partida del modelo de Fama y French es su trabajo de 1992 donde ponen de manifiesto las contradicciones empíricas que aparecen en diversos trabajos²⁷ al intentar explicar el rendimiento esperado de los activos con una única variable, la beta de mercado.

En esta línea, Fama y French en su artículo de 1992 encuentran para el período 1963-1990 y para el mercado norteamericano que la rentabilidad del mercado no explica correctamente el rendimiento medio de los títulos mientras que encuentra significativos los factores tamaño²⁸ y el ratio VC/VM²⁹.

A la vista de la capacidad explicativa de ambas variables Fama y French (1993) desarrollan un modelo que relaciona la rentabilidad esperada de los activos con tres factores de riesgo.

- El primer factor es el riesgo de mercado, que se aproxima mediante el rendimiento en exceso de la cartera de mercado sobre el activo libre de riesgo,
- Los otros dos factores son los mencionados anteriormente, un factor relacionado con el tamaño de la cartera y otro factor relacionado con el VC/VM de la cartera y que se aproximan mediante dos carteras réplica autofinanciadas.

Así, el rendimiento esperado en exceso de un activo i , viene dado por la expresión (26):

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{im} r_{mt} + \beta_{iSMB} SMB_{it} + \beta_{iHML} HML_{it} + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

donde r_{it} : es el rendimiento en exceso del activo i en el periodo t , calculado como $R_{it} - E(R_{it})$, donde R_{it} : es el rendimiento del activo libre de riesgo en el periodo t ; r_{mt} : es el rendimiento en exceso esperado de la cartera de mercado en el periodo t , calculado como $E(R_m) - R_{ft}$; SMB_{it} : es el rendimiento de la cartera que replica el factor tamaño en el periodo t ; HML_{it} : es el rendimiento de la cartera que replica el factor VC/VM en el periodo t ; β_{im} , β_{iSMB} , β_{iHML} : son las sensibilidades del título i a los tres factores anteriores, estimadas por MCO y ε_{it} : es la perturbación aleatoria.

Siguiendo la metodología de Fama y French (1993), para replicar los factores tamaño y VC/VM, se utilizan 6 carteras que se construyen tras ordenar todas las acciones cada año en función de su tamaño o capitalización bursátil y de su ratio VC/VM. En primer lugar, se ordenan a final de junio de cada año t todas las acciones en función del tamaño, calculado como el producto del número de acciones en circulación por el precio de cotización al final de mes. Las acciones así ordenadas se clasifican en dos grupos, tomando la mediana como valor de referencia: pequeñas (S) y grandes (B).

A continuación, se ordenan todas las acciones en función del valor del ratio VC/VM, calculado como el cociente entre el valor de los fondos propios y el valor de mercado, calculadas ambas variables a 31 de

²⁷ Banz (1981) encuentra el efecto tamaño, Statman (1980), Rosenberg, *et al* (1985), Chan *et al* (1991) encuentran la relación entre el rendimiento de títulos y el ratio VC/VM. Basu (1983) muestra que el ratio beneficio/ Precio explica el rendimiento.

²⁸ Encuentran una relación inversa y significativa entre rendimiento medio y tamaño

²⁹ Encuentran una relación directa y significativa entre el rendimiento medio y el ratio VC/VM.

diciembre del año anterior. Una vez ordenadas las acciones se clasifican en 3 grupos en función de ratio VC/VM: el 30% de las acciones con valor bajo del ratio (L), el 40% de las acciones con valor medio del ratio (M) y el 30% restante con valor alto del ratio (H).

El siguiente paso es realizar las intersecciones de las dos carteras por tamaño y de las tres carteras por el ratio VC/VM, obteniendo las seis carteras que se detallan a continuación:

- SL: cartera que contiene los activos clasificados como pequeños y con un ratio VC/VM bajo
- SM: contiene los activos clasificados como pequeños y con un ratio VC/VM medio,
- SH: es la cartera que contiene los activos pequeños y con un alto ratio VC/VM ,
- BL: recoge los activos clasificados como grandes y con un ratio VC/VM bajo,
- BM: recoge los activos considerados grandes y con ratio VC/VM bajo
- BH: contiene los activos clasificados como grandes y con un ratio VC/VM alto.

Cada año se recalculan las carteras para contemplar los posibles cambios en la composición de las mismas. Una vez obtenida la composición de las carteras, se calcula el rendimiento mensual de cada cartera como la media de los rendimientos de los títulos que la componen ponderados por su valor.

Finalmente, se calculan las carteras réplica de los factores como carteras de coste cero o autofinanciadas

- La cartera *SMB* es la réplica del factor de riesgo en rendimiento relacionado con el tamaño de la empresa. Su valor recoge la diferencia en cada mes del rendimiento medio de las tres carteras pequeñas (SL, SM, SH) y el rendimiento medio de las tres carteras grandes (BL; BM, BH). Esta diferencia está libre de la influencia del valor del ratio VC/VM, y únicamente considera el comportamiento diferente en rendimiento que pueden tener los activos de empresas grandes frente a los de empresas pequeñas.³⁰
- La cartera *HML* es la réplica del factor de riesgo en rendimiento relacionado con el ratio VC/VM de la empresa. Se calcula como la diferencia en cada mes entre el rendimiento medio de las dos carteras con ratio VC/VM alto (SH, BH) y el rendimiento medio de las carteras que contienen activos con ratio bajo (SL, BL). La diferencia está libre del efecto tamaño sobre el rendimiento, centrándose en el diferente comportamiento en rendimiento de una empresa con ratio alto o bajo de VC/VM.³¹

³⁰ Es una cartera que tiene una posición larga en las empresas pequeñas y una posición corta en las más grandes pero controlando por los efectos del ratio VC/VM.

³¹ Es una cartera que tiene una posición larga en empresas con un alto ratio VC/VM y una posición corta en empresas con un valor bajo de dicho ratio.

Una forma de comprobar que efectivamente se ha eliminado la influencia del tamaño en el factor de riesgo asociado al ratio VC/VM y la influencia de este ratio en el factor de riesgo asociado al tamaño es calcular el coeficiente de correlación entre ambos factores de riesgo³².

Respecto al tercer modelo que vamos a utilizar, Jagannathan y Wang (1996) desarrollan una versión condicional del CAPM estático con el fin de mejorar los resultados obtenidos por el mismo a la hora de explicar los rendimientos en sección cruzada de títulos o de carteras de activos. Para ello incorporan al modelo la variabilidad del coeficiente beta a lo largo del tiempo que se produce por la llegada de nueva información al mercado. En el contexto condicional planteado por estos autores, cuando cambia la información disponible en cada momento del tiempo, también cambian las betas³³ y, por tanto, la rentabilidad esperada de los activos.

El CAPM condicional resultado de este análisis es un modelo de múltiples betas que permite incorporar a la estimación del rendimiento la variabilidad en el nivel de información existente.

La ecuación del modelo de valoración de condicional queda reflejada en la expresión (27) :

$$E(R_{it}|I_{t-1}) = \gamma_{0t-1} + \gamma_{1t-1}\beta_{it-1} \quad (27)$$

donde los rendimientos esperados están ahora condicionales, es decir, $E(R_{it}|I_{t-1})$ es la rentabilidad esperada condicional del activo i para el período t dada la información disponible al final del periodo anterior, I_{t-1} ; γ_{0t} es la rentabilidad esperada condicional de la cartera con beta cero respecto al mercado; γ_{1t} es la prima de riesgo esperada condicional del mercado, β_{it-1} es la beta condicional del activo i . Su valor viene dado por la siguiente expresión:

$$\beta_{it-1} = \frac{\text{cov}(R_{it}, R_{mt}|I_{t-1})}{\text{var}(R_{mt}|I_{t-1})} \quad (28)$$

Si ahora se toman expectativas incondicionales a ambos lados de la ecuación y usamos tanto la ley de las expectativas iteradas como la definición de covarianza, se obtiene que la rentabilidad esperada incondicional de un activo i es función lineal de la beta esperada y de la covarianza entre la beta condicional y la prima de riesgo condicional,

$$E(R_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1\bar{\beta}_i + \text{cov}(\gamma_{1t-1}, \beta_{it-1}) \quad (29)$$

³² Se ha comprobado que efectivamente se han eliminado esas influencias, pues el coeficiente de correlación obtenido entre los factores *SMB* y *HML* es de 0,1075.

³³ El riesgo beta incorpora tanto el riesgo de negocio como el riesgo financiero y, ambos varían cuando llega nueva información al mercado, lo que ocasiona que la beta y, por tanto la rentabilidad esperada varíen a lo largo del tiempo.

donde $\gamma_0 = E(\gamma_{0t-1})$, $\gamma_1 = E(\gamma_{1t-1})$ es la prima de riesgo del mercado esperada y $\bar{\beta}_i = E(\beta_{it-1})$ es la beta esperada.

Asimismo, la beta condicional puede descomponerse en dos términos ortogonales resultado de proyectar la beta condicional en la prima de riesgo del mercado:

$$\beta_{it-1} = \bar{\beta}_i + \nu_i(\gamma_{1t-1} - \gamma_1) + \eta_{it-1} \quad (30)$$

donde $\nu_i = \frac{\text{cov}(\beta_{it-1}, \gamma_{1t-1})}{\text{var}(\gamma_{1t-1})}$ mide la sensibilidad de la beta condicional a las variaciones en la prima de riesgo y recibe el nombre de sensibilidad beta prima, $E(\eta_{it-1}) = 0$ $E(\eta_{it-1}, \gamma_{1t-1}) = 0$.

Si se sustituye la expresión anterior en la obtenida para la rentabilidad incondicional esperada de un activo, expresión (29), se obtiene:

$$E(R_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \bar{\beta}_i + \text{var}(\gamma_{1t-1}) \nu_i \quad (31)$$

En resumen, el modelo inicial se puede expresar como un modelo de dos betas en el que la rentabilidad esperada de un activo i es función lineal de su beta esperada $\bar{\beta}_i$ y del coeficiente ν_i , o sensibilidad beta prima, que mide la inestabilidad de la beta del activo i a lo largo del ciclo económico. Así, activos con betas poco estables, esto es que tienden a variar mucho con la prima de riesgo del mercado, tendrán rentabilidades esperadas incondicionales altas, ya que los inversores exigirán una compensación por la variabilidad de la beta.

Para calcular la rentabilidad esperada incondicional de un activo se necesita conocer su beta esperada $\bar{\beta}_i$ y su sensibilidad beta prima, ν_i . Dado que estos valores no son observables en la realidad, se tienen que estimar.

- La beta esperada incondicional es la beta de mercado que se aproxima con su estimador por MCO:

$$\beta_{it} = \frac{\text{cov}(R_{it}, R_{mt})}{\text{var}(R_{mt})} \quad (32)$$

- La sensibilidad beta prima se puede estimar observando la variabilidad de la rentabilidad de un activo a los cambios en la prima de riesgo del mercado condicional a la información disponible en $t-1$. Así, ν_i , puede aproximarse mediante la siguiente expresión:

$$\beta_{i\gamma} = \frac{\text{cov}(R_{it}, \gamma_{1t-1})}{\text{var}(\gamma_{1t-1})} \quad (33)$$

Jagannathan y Wang (1996) demuestran que la rentabilidad esperada incondicional de un activo i puede expresarse como una función lineal de dos betas:

$$E(R_{it}) = \tilde{\lambda}_0 + \tilde{\lambda}_1 \bar{\beta}_{im} + \tilde{\lambda}_2 \beta_{iy} \quad (34)$$

donde $\tilde{\lambda}_1$ es la prima de riesgo asociada al riesgo beta tradicional y $\tilde{\lambda}_2$ es la prima de riesgo asociada a la inestabilidad de la beta del ciclo económico.

Dado que para estimar el coeficiente β_{iy} es necesario tener observaciones de la prima de riesgo esperada condicional del mercado, γ_{it-1} , se va a aproximar a partir de variables que contengan información sobre la evolución futura de la rentabilidad del mercado. Siguiendo a Marín y Rubio (2001), se pueden diferenciar dos grupos de predictores:

- Variables relacionadas con los tipos de interés ya que se supone que el tipo de interés es un determinante importante de la inversión real futura y, por tanto, puede servir de estimador de la futura evolución de la rentabilidad del mercado.
- Variables relacionadas con el nivel del precio de los activos ya que refleja la estimación futura del valor de mercado de la empresa, como, por ejemplo, la rentabilidad por dividendos, D/P, el cociente VC/VM³⁴, o la capitalización bursátil.

Utilizando como estimador de la prima de riesgo condicional cualquiera de los predictores anteriores, y suponiendo una relación lineal entre ambas variables (entre el predictor escogido y la prima de riesgo condicional del mercado), el modelo a contrastar sería el que viene dado en la expresión (35):

$$E(R_{it}) = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{im} + \lambda_2 \beta_{ipred} \quad (35)$$

Se obtendrán tantas betas como aproximaciones de la prima de riesgo condicional se utilicen. Por tanto, se trata de un modelo multifactorial de dos o más betas.

En este trabajo se han utilizado como estimadores de la prima de riesgo condicional del mercado las variables rentabilidad por dividendos y el ratio VC/VM, ambas de forma agregada para el mercado³⁵, y, con

³⁴ El valor contable de los recursos propios es una medida de la inversión pasada realizada por la empresa y está relacionada con los flujos futuros esperados de la empresa. Por tanto, el cociente VC/VM es una buena aproximación del rendimiento esperado de los activos y si lo tomamos agregado para todo el mercado, es un buen predictor del rendimiento esperado del mercado. El mismo razonamiento se puede realizar la rentabilidad por dividendos D/P.

³⁵ Estos estimadores de la prima de riesgo son utilizados por Nieto (2001b), quien en un trabajo previo, Nieto (2001), demuestra que la rentabilidad por dividendos y el ratio de valoración de los fondos propios tienen una capacidad predictiva de la rentabilidad futura superior a otras variables como pueden ser la estructura de los tipos de interés, que calcula como la diferencia entre los tipos de interés a largo plazo y tipos de interés a corto plazo.

Cáceres (2003) utiliza como predictores asociados a los tipos de interés, el diferencial de insolvencia y los cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés y como predictores vinculados al nivel del precio de los activos, el ratio valor contable /valor de mercado y el ratio beneficio/valor de mercado.

el fin de determinar si son explicativas de las variaciones de las rentabilidades, se han estimado las ecuaciones (36) y (37):

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{BM} BM_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{DY} DY_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (37)$$

donde, R_{it} es la rentabilidad del título i en periodo t , R_{mt} es la rentabilidad de la cartera de mercado en el periodo t , BM_{t-1} es el ratio VC/VM en el periodo $t-1$ y DY_{t-1} es la rentabilidad por dividendos en el periodo $t-1$.

Estimación de la rentabilidad esperada mediante tres modelos.

Los resultados obtenidos tras la estimación de las regresiones por MCO de los modelos generadores de rendimiento que se han analizado en este trabajo se recogen de las Tablas 1, 2 y 3. En ellas se presentan las sensibilidades de los rendimientos mensuales de las 10 carteras creadas, calculadas según los 3 criterios comentados anteriormente, a los distintos factores, el p-value del estadístico t de significación individual y el coeficiente de determinación corregido.

En la Tabla 1 se presentan los resultados obtenidos al estimar el modelo de mercado. En ella se observa que tanto para las carteras por tamaño como para las carteras por VC/VM, la rentabilidad del IGBM es positiva y altamente significativa en el 100% de las carteras.

Si bien la sensibilidad de las carteras a las rentabilidades del mercado, para las tres clasificaciones, no ofrece diferencias, sí que se encuentran cuando analizamos la bondad del ajuste a través del coeficiente de determinación ajustado, que es superior para las carteras clasificadas en función del tamaño.

Respecto al coeficiente de determinación corregido, se observa que en la clasificación por tamaño son superiores que en la clasificación según el criterio VC/VM. De hecho, se observa que en la cartera más grande, cartera 1, se obtiene el coeficiente de determinación ajustado mayor, un 0,93 y conforme se pasa a carteras más pequeñas, el coeficiente de determinación va descendiendo, hasta tomar valores en torno a un 0,47 excepto para la cartera más pequeña, la 10, que toma un valor de un 0,29.

En las carteras clasificadas según su VC/VM sin ponderar, y según lo esperado se observa que las carteras con valores del ratio más grandes tienen un coeficiente de determinación más bajo (0,40 y 0,49 para las carteras 1 y 2 respectivamente) que las que tienen un ratio más pequeño (0,71 y 0,72 para las carteras 9 y 10 respectivamente). En las carteras clasificadas según este ratio pero ponderado por tamaño no se observa una secuencia claramente descendente para las carteras con valores mayores del ratio, ya que de la cartera 1 a la 6 los valores oscilan del 0,39 al 0,57. Para las carteras con valores de ratio más bajo la bondad del modelo oscila entre el 67% y el 82%.

TABLA 1. ANÁLISIS DE SERIE TEMPORAL PARA EL MODELO DE MERCADO

En esta tabla presentamos los resultados del análisis de serie temporal para el modelo de mercado español y para el periodo 1991-2002. El modelo estimado es: $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$

En el Panel A se recogen los resultados para las carteras clasificadas en función de la capitalización bursátil (la cartera 1 recoge los títulos con mayor capitalización bursátil y la 10 los títulos con menor capitalización). En el Panel B para las carteras clasificadas en función del ratio VC/CM sin ponderar y en el C en función del ratio VC/VM ponderado por tamaño, (la cartera 1 recoge los títulos con mayor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar, y la 10 los títulos con menor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar). Para cada cartera, en la primera fila se recogen los valores de los estimadores, α y β y el valor del coeficiente R^2 corregido, en la segunda fila se recoge el p-value de la t-Student. Se ha señalado con asteriscos el nivel de significatividad de los parámetros ***: significativo al 99%, **: significativo al 95%, *: significativo al 90%

Panel A: CARTERAS POR TAMAÑO				Panel B: CARTERAS POR VC/VM sin ponderar				Panel C: CARTERAS POR VC/VM ponderadas por capitalización			
Cartera	α	β	R^2 ajustado	Cartera	α	β	R^2 ajustado	Cartera	α	β	R^2 ajustado
C1	0.0032** (0.025)	0.9860*** (0.000)	0.9301	C1	0.0021 (0.686)	0.9061*** (0.000)	0.4043	C1	0.0106 (0.054)	0.8629*** (0.000)	0.3895
C2	0.0023 (0.358)	0.7883*** (0.000)	0.7387	C2	0.0031 (0.459)	0.8438*** (0.000)	0.4969	C2	0.0061 (0.114)	0.8999*** (0.000)	0.5755
C3	0.0024 (0.420)	0.8244*** (0.000)	0.6890	C3	0.00281 (0.456)	0.9093*** (0.000)	0.5937	C3	0.0027 (0.589)	0.9048*** (0.000)	0.4388
C4	0.0026 (0.346)	0.7365*** (0.000)	0.6562	C4	0.0004 (0.894)	0.7605*** (0.000)	0.5853	C4	0.0063 (0.065)	0.6803*** (0.000)	0.5168
C5	6.40E-05 (0.983)	0.6916*** (0.000)	0.5836	C5	0.0045 (0.202)	0.6969*** (0.000)	0.4949	C5	0.00867 (0.019)	0.6354*** (0.000)	0.4509
C6	-0.0008 0.8071	0.7828*** (0.000)	0.6127	C6	0.0021 (0.498)	0.6827*** (0.000)	0.5536	C6	0.0021 (0.540)	0.7986*** (0.000)	0.5713
C7	0.0059 (0.129)	0.7725*** (0.000)	0.4752	C7	0.0018 (0.494)	0.7447*** (0.000)	0.6745	C7	0.0073 (0.019)	1.022*** (0.000)	0.7433
C8	-0.0013 (0.742)	0.7854*** (0.000)	0.4905	C8	0.0024 (0.389)	0.7884 (0.000)	0.6813	C8	0.0020 (0.552)	0.9015*** (0.000)	0.6744
C9	0.0013 (0.792)	0.9516*** (0.000)	0.4702	C9	0.0017 (0.530)	0.8567 (0.000)	0.7145	C9	0.0036 (0.166)	1.0763*** (0.000)	0.8159
C10	0.0020 (0.767)	0.8749*** (0.000)	0.2960	C10	-0.0036 (0.234)	0.9664 (0.000)	0.7194	C10	-0.0053 (0.142)	0.9975*** (0.000)	0.6844

En la Tabla 2 se muestran los resultados del modelo de tres factores de Fama y French (1993) para los tres criterios de creación de carteras.

Si se agrupan las carteras por tamaño, se observa que la prima de riesgo de mercado es positiva y altamente significativa en el 100% de las carteras, el factor relacionado con el tamaño es significativo en el 80% de las carteras y el relacionado con el ratio VC/VM en el 90%. Respecto al signo de las betas para el factor tamaño y para el factor VC/VM de mercado han tomado un valor positivo en todas las carteras a excepción de la primera. Los valores del parámetro alfa son prácticamente 0 en todas las carteras pero sólo son significativos en el 20% de los casos. Además, se observa que las carteras de mayor tamaño han obtenido un coeficiente beta inferior, al de las carteras con menor capitalización, lo que pone de manifiesto el conocido “*efecto tamaño*”, esto es, la relación negativa entre rentabilidad y tamaño. Las carteras formadas por empresas con menor capitalización tienen una prima de rentabilidad asociada al factor tamaño positiva y superior a 1 (es el caso de las carteras 9 y 10) que disminuye conforme aumenta la capitalización, de manera que en la cartera 2 es cercana a 0 y en la 1 es negativa.

Respecto a la bondad del ajuste medida a través del coeficiente de determinación ajustado, se observa que es superior para las carteras de mayor capitalización, así, en la cartera 1 es de un 93,3% frente al 62,4% de la 10. Para el resto de carteras toma valores que oscilan entre el 84,7% y el 72%. Si se comparan con los resultados obtenidos con la estimación del modelo de mercado, se observa que mejoran notablemente los resultados en todas las carteras y sobretodo en las carteras con menor capitalización donde los valores del coeficiente de determinación ajustado eran más bajos, con valores de un 29% para la cartera más pequeña.

Para las carteras agrupadas según el ratio VC/VM sin ponderar, tanto la prima de riesgo de mercado como el factor asociado al factor tamaño son significativos y con el signo esperado en el 100% de los casos, mientras que el factor asociado al ratio de valoración de los fondos propios es significativo en el 60% de los casos, ya que para las carteras con menor valor del ratio no es significativo. El parámetro alfa es prácticamente cero en todos los casos, si bien sólo es significativo en la cartera 5. Las carteras con mayor valor del ratio VC/VM tienen, como era de esperar una prima por riesgo asociada al ratio de valoración de los fondos propios superior a la de carteras con menor valor del ratio.

Respecto a la bondad del ajuste, el coeficiente de determinación oscila entre el 70,4% y el 81,6%, mejorando los resultados obtenidos con el modelo de mercado.

Finalmente, en las carteras agrupadas según el ratio VC/VM ponderado por capitalización, la prima de riesgo de mercado es significativa en el 100% de los casos, sin embargo las betas asociadas al factor tamaño y al ratio VC/VM, sólo lo son para el 30% y el 40% de las carteras, respectivamente. Para el parámetro alfa obtenemos resultados similares a los de los otros criterios de agrupación de títulos. También se obtienen coeficientes de determinación más bajos que en los otros dos criterios de clasificación de

carteras, ya que van del 49% al 82%,³⁶ si bien, son iguales o superiores a los obtenidos con el modelo de mercado.

En lo que se refiere a los resultados obtenidos con el análisis en serie temporal que hemos realizado para los dos modelos de CAPM condicional estimados, estos aparecen en la Tabla 3.

Cuando se agrupan los títulos en función de la capitalización bursátil (ver Panel A) se observa que la prima por riesgo de mercado es significativa en los 2 modelos y para las 10 carteras. Cuando el predictor de la prima de riesgo condicional del mercado es únicamente el ratio VC/VM agregado, solamente es significativo en un 20% de las carteras. Lo mismo ocurre en el modelo cuando el predictor es la rentabilidad por dividendos agregada. Respecto a la bondad del ajuste, en promedio es alta para las carteras grandes, un 93,3% y un 73,6% para las carteras 1 y 2 respectivamente, y baja para las pequeñas donde toma un valor en torno al 29%.

Cuando se crean las carteras en base al ratio VC/VM (ver Panel B y C), los resultados son todavía peores tanto cuando el ratio está sin ponderar como cuando está ponderado por capitalización. Así, se puede observar que ninguna de las variables predictoras de la prima de riesgo condicional del mercado es significativa. Aquí, y al contrario que en el caso anterior, la bondad del ajuste es baja excepto para las carteras con menor valor de ratio.³⁷

En la tabla 4 se presenta un resumen con los valores del coeficiente de determinación ajustado obtenidos para los tres modelos de generación de rendimiento que hemos estimado.

³⁶ Los resultados coinciden con los obtenidos por Cáceres (2003), y son ligeramente diferentes a los de Nieto (2001b) quien encuentra que el factor tamaño es significativo y decreciente con el tamaño, pero el factor relacionado con el ratio VC/VM es significativo sólo para 4 carteras y variable en signo.

³⁷ Respecto a otros estudios realizados para el mercado español, Nieto (2001b) observa que con el uso del CAPM condicional se produce una mejora importante frente al CAPM estático. Cáceres (2003) utiliza como predictoras de la prima de riesgo condicional del mercado las siguientes variables retardadas un periodo: el diferencial de insolvencia y los cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés, el ratio de valoración de beneficios agregado para el mercado y el ratio de valoración de fondos propios agregado para el mercado. Encuentra que ninguna de las cuatro variables empleadas como aproximación de la prima de riesgo condicional son significativas

TABLA 2. ANÁLISIS DE SERIE TEMPORAL PARA EL MODELO FAMA Y FRENCH (1993)

En esta tabla presentamos los resultados del análisis de serie temporal para el modelo de mercado español y para el periodo 1991-2002. El modelo estimado es:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{im}r_{mt} + \beta_{iSMB}SMB_{it} + \beta_{iHML}HML_{it} + \varepsilon_{it}$$

En el Panel A se recogen los resultados para las carteras clasificadas en función de la capitalización bursátil (la cartera 1 recoge los títulos con mayor capitalización bursátil y la 10 los títulos con menor capitalización). En el Panel B para las carteras clasificadas en función del ratio VC/CM sin ponderar y en el C en función del ratio VC/VM ponderado por tamaño, (la cartera 1 recoge los títulos con mayor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar, y la 10 los títulos con menor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar). Para cada cartera, en la primera fila se recogen los valores de los estimadores, α y β y el valor del coeficiente R^2 corregido, en la segunda fila se recoge el p-value de la t-Student. Se ha señalado con asteriscos el nivel de significatividad de los parámetros ***: significativo al 99%, **: significativo al 95%, *: significativo al 90%

Panel A: CARTERAS POR TAMAÑO						Panel B: CARTERAS POR VC/VM sin ponderar						Panel C: CARTERAS POR VC/VM ponderadas por capitalización					
	α	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	R^2 aj		α	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	R^2 aj		α	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	R^2 aj
C1	0.0027 ** (0.044)	0.9700*** (0.000)	-0.1026** (0.025)	-0.0357 (0.324)	0.9331	C1	0.0047 (0.195)	1.0842*** (0.000)	1.1691*** (0.000)	0.7357*** (0.000)	0.7753	C1	0.0102** (0.018)	0.9930*** (0.000)	0.5758*** (0.000)	0.8365*** (0.000)	0.6038
C2	0.0005 (0.813)	0.8166*** (0.000)	0.0466 (0.562)	0.2959*** (0.000)	0.7766	C2	0.0046 (0.150)	0.9660*** (0.000)	0.8402*** (0.000)	0.4928*** (0.000)	0.7550	C2	0.0049 (0.181)	0.9653*** (0.000)	0.1864* (0.088)	0.5688*** (0.000)	0.6713
C3	0.0014 (0.608)	0.8592*** (0.000)	0.1541 (0.141)	0.2512*** (0.001)	0.7202	C3	0.0041 (0.123)	1.0229*** (0.000)	0.7206*** (0.000)	0.5197*** (0.000)	0.8167	C3	0.0011 (0.823)	0.9502*** (0.000)	0.0554 (0.688)	0.5405*** (0.008)	0.4901
C4	0.0024 (0.309)	0.7970*** (0.000)	0.4206*** (0.000)	0.2077** (0.019)	0.7562	C4	0.0003 (0.903)	0.8334*** (0.000)	0.4736*** (0.000)	0.3075*** (0.035)	0.7092	C4	0.0043 (0.191)	0.7106*** (0.000)	0.1028 (0.377)	0.2158 (0.198)	0.5365
C5	0.0003 (0.901)	0.7693*** (0.000)	0.5847*** (0.000)	0.2124** (0.013)	0.7607	C5	0.0045* (0.083)	0.7964*** (0.000)	0.6666*** (0.000)	0.4515*** (0.000)	0.7539	C5	0.0063* (0.079)	0.6748*** (0.000)	0.1283 (0.346)	0.3259*** (0.002)	0.4983
C6	0.0010 (0.619)	0.8691*** (0.000)	0.7886*** (0.000)	0.1272** (0.034)	0.8475	C6	0.0019 (0.449)	0.7515*** (0.000)	0.5259*** (0.000)	0.2402** (0.025)	0.7039	C6	0.0023 (0.507)	0.8441*** (0.000)	0.3760*** (0.003)	0.1243 (0.327)	0.6195
C7	0.0078** (0.002)	0.8987*** (0.000)	0.9737*** (0.000)	0.3945*** (0.004)	0.8129	C7	0.0022 (0.305)	0.7999*** (0.000)	0.4863*** (0.000)	0.1046 (0.133)	0.7841	C7	0.0072 (0.018)	1.0073*** (0.000)	-0.0940 (0.455)	-0.0877 (0.315)	0.7448
C8	0.0009 (0.751)	0.8910*** (0.000)	0.9282*** (0.000)	0.2150** (0.031)	0.7596	C8	0.0033 (0.215)	0.8312*** (0.000)	0.4514*** (0.000)	-0.0270 (0.698)	0.7581	C8	0.0015 (0.666)	0.8944*** (0.000)	-0.0121 (0.908)	-0.0479 (0.605)	0.6698
C9	0.0044 (0.219)	1.1023*** (0.000)	1.0969*** (0.000)	0.5154*** (0.000)	0.7656	C9	0.0032 (0.174)	0.8984*** (0.000)	0.5039*** (0.000)	-0.0614 (0.369)	0.8003	C9	0.0048* (0.054)	1.0657*** (0.000)	0.0786 (0.392)	-0.1670* (0.068)	0.8202
C10	0.0055 (0.299)	1.0546*** (0.000)	1.3501*** (0.000)	0.6066*** (0.001)	0.6240	C10	-0.0023 (0.444)	0.9935*** (0.000)	0.3219*** (0.000)	-0.0371 (0.680)	0.7444	C10	-0.0047 (0.190)	0.9935*** (0.000)	0.0857 (0.318)	-0.0901 (0.327)	0.6815

TABLA 3. ANÁLISIS DE SERIE TEMPORAL PARA EL CAPM CONDICIONAL

En esta tabla presentamos los resultados del análisis de serie temporal para el modelo de mercado español y para el periodo 1991-2002. Los modelos estimados son:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{BM} BM_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad y \quad R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{DY} DY_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

En el Panel A se recogen los resultados para las carteras clasificadas en función de la capitalización bursátil (la cartera 1 recoge los títulos con mayor capitalización bursátil y la 10 los títulos con menor capitalización). En el Panel B para las carteras clasificadas en función del ratio VC/CM sin ponderar y en el C en función del ratio VC/VM ponderado por tamaño, (la cartera 1 recoge los títulos con mayor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar, y la 10 los títulos con menor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar. Para cada cartera, en la primera fila se recogen los valores de los estimadores, α y β y el valor del coeficiente R^2 corregido, en la segunda fila se recoge el p-value de la t-Student. Se ha señalado con asteriscos el nivel de significatividad de los parámetros ***: significativo al 99%, **: significativo al 95%, *: significativo al 90%

Panel A.1: CARTERAS POR TAMAÑO					Panel A.2: CARTERAS POR TAMAÑO				
	α	β_M	$\beta_{VC/VM}$	R^2 ajustado		α	β_M	β_{DY}	R^2 ajustado
C1	-0.0104* (0.064)	0.9860*** (0.000)	0.0194*** (0.010)	0.9331	C1	-0.0082 (0.109)	0.9754*** (0.000)	0.4177** (0.015)	0.9332
C2	0.0011 (0.910)	0.7883*** (0.000)	0.0016 (0.906)	0.7368	C2	0.0058 (0.494)	0.7916*** (0.000)	-0.1308 (0.651)	0.7372
C3	-0.0067 (0.579)	0.8244*** (0.000)	0.0130 (0.442)	0.6885	C3	-0.0011 (0.909)	0.8211*** (0.000)	0.1285 (0.707)	0.6871
C4	0.0167 (0.124)	0.7365*** (0.000)	-0.0204 (0.165)	0.6585	C4	0.0203 (0.050)	0.7530*** (0.000)	-0.6505* (0.059)	0.6648
C5	0.0265 (0.037)	0.6916*** (0.000)	-0.0378 (0.029)	0.597932	C5	0.0161 (0.139)	0.7065*** (0.000)	-0.5885 (0.118)	0.5898
C6	0.0156 (0.261)	0.7829*** (0.000)	-0.0234 (0.234)	0.6153	C6	-0.0003 (0.974)	0.7832*** (0.000)	-0.0162 (0.968)	0.6098
C7	0.0193 (0.186)	0.7725*** (0.000)	-0.019 (0.331)	0.4742	C7	0.0105 (0.385)	0.7768*** (0.000)	-0.1697 (0.680)	0.4718
C8	0.0010 (0.952)	0.7854*** (0.000)	-0.0034 (0.890)	0.4869	C8	0.0024 (0.869)	0.7889*** (0.000)	-0.1355 (0.793)	0.4871
C9	0.0279 (0.169)	0.9516*** (0.000)	-0.0381 (0.178)	0.4737	C9	0.0226 (0.234)	0.9714*** (0.000)	-0.7816 (0.248)	0.4732
C10	0.0244 (0.354)	0.8750*** (0.000)	-0.0320 (0.400)	0.2947	C10	0.010936 (0.628)	0.8833*** (0.000)	-0.3271 (0.709)	0.2916

TABLA 3 (continuación): ANÁLISIS DE SERIE TEMPORAL PARA EL CAPM CONDICIONAL

En esta tabla presentamos los resultados del análisis de serie temporal para el modelo de mercado español y para el periodo 1991-2002. Los modelos estimados son:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{BM} BM_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad y \quad R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{DY} DY_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

En el Panel A se recogen los resultados para las carteras clasificadas en función de la capitalización bursátil (la cartera 1 recoge los títulos con mayor capitalización bursátil y la 10 los títulos con menor capitalización). En el Panel B para las carteras clasificadas en función del ratio VC/CM sin ponderar y en el C en función del ratio VC/VM ponderado por tamaño, (la cartera 1 recoge los títulos con mayor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar, y la 10 los títulos con menor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar. Para cada cartera, en la primera fila se recogen los valores de los estimadores, α y β y el valor del coeficiente R^2 corregido, en la segunda fila se recoge el p-value de la t-Student. Se ha señalado con asteriscos el nivel de significatividad de los parámetros ***: significativo al 99%, **: significativo al 95%, *: significativo al 90%

Panel B.1: CARTERAS POR VC/VM sin ponderar					Panel B.2: CARTERAS POR VC/VM sin ponderar				
	α	β_M	$\beta_{VC/VM}$	R^2 ajustado		α	β_M	β_{DY}	R^2 ajustado
C1	0.0287 0.1571	0.8629**** (0.000)	-0.0259 0.3605	0.3885	C1	0.0341 0.1015	0.8848*** (0.000)	-0.8618 0.2239	0.3935
C2	0.009686 0.5275	0.8999*** (0.000)	-0.0051 0.7959	0.5726	C2	0.0032 0.8333	0.8972*** (0.000)	0.1072 0.8241	0.5725
C3	-0.012785 0.4392	0.9048*** (0.000)	0.0221 0.2621	0.4373	C3	-0.0063 0.7875	0.8964*** (0.000)	0.3287 0.6478	0.4359
C4	0.018444 0.1539	0.6803*** (0.000)	-0.0173 0.3404	0.5166	C4	0.0146 0.1804	0.6881*** (0.000)	-0.3058 0.4437	0.5155
C5	0.001451 0.9153	0.6354*** (0.000)	0.0103 0.5689	0.4481	C5	0.0151 0.2132	0.6414*** (0.000)	-0.2373 0.5542	0.4483
C6	0.004909 0.7514	0.7986*** (0.000)	-0.0040 0.8393	0.568241	C6	0.0099 0.4466	0.8060*** (0.000)	-0.2880 0.4914	0.5697
C7	0.008376 0.4633	1.022*** (0.000)	-0.0015 0.9152	0.7415	C7	0.0071 0.5306	1.0221*** (0.000)	0.0058 0.9870	0.7414
C8	-0.006225 0.6722	0.9015*** (0.000)	0.0118 0.5139	0.6732	C8	-0.0131 0.2837	0.8875*** (0.000)	0.5532 0.1342	0.6776
C9	-0.019411 0.1150	1.0763*** (0.000)	0.0329 0.0503	0.8221	C9	-0.0099 0.3004	1.0638*** (0.000)	0.4961 0.1342	0.8183
C10	-0.022130 0.0949	0.9974*** (0.000)	0.0240 0.1449	0.6860	C10	-0.0172 0.1867	0.9864*** (0.000)	0.4340 0.2838	0.6849

TABLA 3 (continuación): ANÁLISIS DE SERIE TEMPORAL PARA EL CAPM CONDICIONAL

En esta tabla presentamos los resultados del análisis de serie temporal para el modelo de mercado español y para el periodo 1991-2002. Los modelos estimados son:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{BM} BM_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{y} \quad R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{DY} DY_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

En el Panel A se recogen los resultados para las carteras clasificadas en función de la capitalización bursátil (la cartera 1 recoge los títulos con mayor capitalización bursátil y la 10 los títulos con menor capitalización). En el Panel B para las carteras clasificadas en función del ratio VC/CM sin ponderar y en el C en función del ratio VC/VM ponderado por tamaño, (la cartera 1 recoge los títulos con mayor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar, y la 10 los títulos con menor valor VC/VM, ponderado y sin ponderar. Para cada cartera, en la primera fila se recogen los valores de los estimadores, α y β y el valor del coeficiente R^2 corregido, en la segunda fila se recoge el p-value de la t-Student. Se ha señalado con asteriscos el nivel de significatividad de los parámetros ***: significativo al 99%, **: significativo al 95%, *: significativo al 90%

Panel C.1: CARTERAS POR VC/VM ponderadas por capitalización					Panel C.2: CARTERAS POR VC/VM ponderadas por capitalización				
	α	β_M	$\beta_{VC/VM}$	R^2 ajustado		α	β_M	β_{DY}	R^2 ajustado
C1	0.0387 0.1259	0.9062*** (0.000)	-0.0522 0.1383	0.4133	C1	0.0351 0.0845	0.9368*** (0.000)	-1.2063* 0.0969	0.4156
C2	0.0100 0.5804	0.8438*** (0.000)	-0.0098 0.7122	0.4938	C2	0.0121 0.4561	0.8522*** (0.000)	-0.3301 0.5741	0.4948
C3	0.0257 0.1121	0.9093*** (0.000)	-0.0327 0.1428	0.5983	C3	0.0155 0.2896	0.9211*** (0.000)	-0.4647 0.3612	0.5940
C4	0.0120 0.4028	0.7605*** (0.000)	-0.0165 0.4334	0.5850	C4	1.0375 0.3014	1.1516 (0.000)	-0.9721 0.3328	0.5865
C5	0.0046 0.7419	0.6969*** (0.000)	-0.0002 0.9907	0.4912	C5	-0.0008 0.9441	0.6920*** (0.000)	0.1951 0.6550	0.4920
C6	0.0042 0.7366	0.6827*** (0.000)	-0.0030 0.8624	0.5504	C6	0.0024 0.8377	0.6829*** (0.000)	-0.0106 0.9792	0.5503
C7	0.0043 0.6934	0.7447*** (0.000)	-0.0035 0.8089	0.6722	C7	0.0031 0.7336	0.7459*** (0.000)	-0.0452 0.8842	0.6721
C8	0.0069 0.5708	0.7884*** (0.000)	-0.0063 0.6991	0.6794	C8	0.0033 0.7415	0.7892*** (0.000)	-0.0297 0.9271	0.6790
C9	0.0018 0.8650	0.8567*** (0.000)	-0.0002 0.9907	0.7124	C9	0.0012 0.8961	0.8562*** (0.000)	0.0190 0.9505	0.7124
C10	0.0059 0.6137	0.9664*** (0.000)	-0.0137 0.3584	0.7187	C10	-0.0016 0.8930	0.9682 (0.000)	-0.0734 0.8485	0.7174

TABLA 4: Comparación de los tres modelos estimados

En esta tabla se recogen los valores del coeficiente R^2 ajustado obtenido para cada uno de los modelos estimados en función de los tres criterios de formación de carteras. Para cada uno de los criterios se recogen los siguientes resultados: en la primera columna, MM, los correspondientes al modelo de mercado; en la segunda, FF, los del modelo de tres factores de Fama y French (1993); en la tercera CC(1), los del CAPM condicional cuando el predictor es el ratio VC/VM desfasado un periodo y agregado para todo el mercado y en la última los del CAPM condicional cuando el predictor es la rentabilidad por dividendos desfasada un periodo y agregada para todo el mercado.

$$\text{MM: } R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{FF: } r_{it} = \alpha_i + \beta_{im} r_{mt} + \beta_{iSMB} SMB_{it} + \beta_{iHML} HML_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{CC (1): } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{BM} BM_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{CC (2) } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \beta_{it}^{DY} DY_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

Panel A: CARTERAS POR TAMAÑO					Panel B: Panel C: CARTERAS POR VC/VM				Panel C: CARTERAS POR VC/VM ponderadas por capitalización			
Cartera	MM	FF	CC (1)	CC (2)	MM	FF	CC (1)	CC (2)	MM	FF	CC (1)	CC (2)
C1	0.9301	0.9331	0.9331	0.9332	0.4043	0.7753	0.4133	0.4156	0.3895	0.6038	0.3885	0.3936
C2	0.7387	0.7766	0.7368	0.7372	0.4969	0.7550	0.4938	0.4948	0.5755	0.6713	0.5726	0.5725
C3	0.6890	0.7202	0.6885	0.6871	0.5937	0.8167	0.5983	0.5940	0.4388	0.4901	0.4373	0.4359
C4	0.6562	0.7562	0.6585	0.6648	0.5853	0.7092	0.5850	0.5865	0.5168	0.5365	0.5166	0.5155
C5	0.5836	0.7607	0.5979	0.5898	0.4949	0.7539	0.4912	0.4920	0.4509	0.4983	0.4481	0.4483
C6	0.6127	0.8475	0.6153	0.6098	0.5536	0.7039	0.5504	0.5503	0.5713	0.6195	0.568241	0.5697
C7	0.4752	0.8129	0.4742	0.4718	0.6745	0.7841	0.6722	0.6721	0.7433	0.7448	0.7415	0.7414
C8	0.4905	0.7596	0.4869	0.4871	0.6813	0.7581	0.6794	0.6790	0.6744	0.6698	0.6732	0.6776
C9	0.4702	0.7656	0.4737	0.4732	0.7145	0.8003	0.7124	0.7124	0.8159	0.8202	0.8221	0.8183
C10	0.2960	0.6240	0.294750	0.291671	0.7194	0.7444	0.7187	0.7174	0.6844	0.6815	0.6860	0.6849

A la vista de los resultados obtenidos se puede concluir que el modelo de Fama y French (1993) ofrece una mayor capacidad explicativa del rendimiento medio de las carteras para el mercado español, siendo los resultados superiores cuando la estimación se realiza para la clasificación en función de la capitalización bursátil de los títulos, donde se puede comprobar que se obtienen los mejores resultados para cualquiera de los tamaños. Destaca sobre todo que con este modelo se obtiene una mejora importante respecto a los resultados del modelo de mercado principalmente en el caso de las carteras de menor tamaño. Respecto a los dos modelos de CAPM condicional estimados, dada la baja significatividad de los factores por separado, no se considera adecuado para estimar el rendimiento de carteras para el mercado español.

Por tanto el modelo que se utilizará en el siguiente epígrafe para calcular el rendimiento normal o de referencia en el estudio de sucesos objeto de esta investigación será el modelo de tres factores de Fama y French (1993).

3. Diseño del estudio y bases de datos

En este trabajo el evento a estudiar es el anuncio de beneficios trimestrales y anuales de empresas españolas que cotizan en el mercado continuo durante el periodo que abarca desde el tercer trimestre del 2000 al cuarto trimestre del 2002, y para ello, se han utilizado las siguientes bases de datos:

- Una base de datos con información bursátil que contiene la serie de precios de cierre diarios, dividendos, ampliaciones de capital y cambios en el nominal de los títulos que cotizan o han cotizado en el SIBE durante el periodo de 1 de junio de 2000 a 30 de junio de 2003. El número de empresas asciende a 206. En esta base también se encuentra la serie de precios de cierre del IGBM para el mismo periodo de tiempo.
- Se ha obtenido del Banco de España la serie de la rentabilidad diaria proporcionada por las REPO a 1 día sobre Letras del Tesoro para el mismo periodo de tiempo.
- Una base de datos contables con información sobre el valor del neto patrimonial a final de cada año y el número de acciones admitidas a cotización a fin de todos los meses desde de junio de 2000 a diciembre de 2003. Esta base se ha elaborado a partir de la consulta de la CNMV, de Sociedad de Bolsas y de la base de datos SABE
- Se ha elaborado una base de datos con la fecha de anuncio de beneficios trimestrales, que incluye los anuncios de beneficios correspondientes al primer trimestre, al primer semestre, al tercer trimestre y el anuncio anual, desde el 1 de julio de 2000 hasta el 30 de marzo de 2003, de las empresas cotizadas en el SIBE a 31 de diciembre de 2003. Esta base se ha obtenido con la consulta de las comunicaciones y hechos relevantes de las empresas cotizadas a la CNMV Posteriormente y con el fin de comprobar si en la prensa económica se publicó con anterioridad dicha información, se ha consultado la base de datos Baratz hasta el año 2002 y los diarios Expansión y Cinco Días para el periodo correspondiente a 2003. En todo caso, se ha tomado como fecha de anuncio la primera, tanto si ha sido en prensa como en CNMV. Sin embargo, se ha de destacar que cuando el anuncio aparecía en CNMV y en prensa, por lo general, la fecha de CNMV era previa. Cuando no se ha encontrado el dato en CNMV se ha tomado de prensa.³⁸

³⁸ Al disponer de dos fuentes de anuncio de benéficos, en nuestro estudio se ha separado la muestra en función de la procedencia del primer anuncio, CNMV o prensa.

- A partir de la consulta de la base de datos I/B/E/S hemos obtenido la fecha de publicación de las previsiones mensuales de consenso de los analistas financieros sobre el beneficio por acción anual de la empresa así como la cuantía de ese beneficio por acción.

A partir de la primera base de datos, se ha calculado la serie histórica del rendimiento diario y mensual de los títulos cotizados como el cociente entre el precio de cierre diario ajustado por cambios en el nominal y ampliaciones de capital menos el precio de cierre del periodo anterior, todo ello en relación al precio del periodo anterior, como se recoge en la expresión (38):

$$R_{it} = \frac{(P_{it} + D_{it}) - P_{it-1}}{P_{it-1}} \quad (38)$$

donde R_{it} es el rendimiento del título i en el periodo t , P_{it} es el precio de cierre del activo i en t , ajustado por cambios en el nominal, D_{it} es el dividendo o, en su caso, el derecho de suscripción, del título i en t y P_{it-1} es el precio de cierre del activo i en $t-1$ ajustado por cambios en el nominal.

Diseño del estudio de eventos

En este estudio se han eliminado aquellos anuncios que en los 10 días alrededor de la publicación del beneficio tuvieran otro tipo de evento que pudieran afectar al rendimiento del activo como reparto de dividendos, splits, ampliación de capital, fusiones, emisión de bonos y obligaciones y suspensión cautelar de la negociación. También se han eliminado aquellos anuncios que se realizaran fuera de las fechas habituales del trimestre, pues distorsionaban los resultados de los test de significación estadística.³⁹ Este proceso de depuración de la muestra ocasiona, como se puede observar en el Cuadro 1, que de los 863 anuncios de se dispone inicialmente, sólo se pueda incluir en el estudio 792, de los que 668 corresponden a anuncios obtenidos en la CNMV y 124 corresponden a anuncios de prensa

CUADRO 1: PROCESO DE SELECCIÓN DE LA MUESTRA

En este cuadro se presenta el número de anuncios que componen la muestra final y el proceso de depuración de la misma. Se han eliminado aquellos anuncios que en los 10 días alrededor de la publicación del beneficio tuvieran otro tipo de evento que pudieran afectar al rendimiento del activo como reparto de dividendos, splits, ampliación de capital, fusiones, emisión de bonos y obligaciones y suspensión cautelar de la negociación. También se han eliminado aquellos anuncios que se realizaran fuera de las fechas habituales del trimestre. También se presenta el número de anuncios cuya fecha se ha obtenido de la consulta de los Hechos y Comunicaciones de la CNMV y el número de anuncios cuya fecha se ha tomado de la consulta de la prensa económica.

Nº ANUNCIOS INICIAL	863
Nº ANUNCIOS ELIMINADOS	71
Reparto de dividendos, splits, ampliación de capital, fusiones, emisión de bonos y obligaciones y suspensión cautelar de la negociación ...	55
No cotizar	12
Fuera de la fecha habitual	4
Nº DE ANUNCIOS TOTAL	792
Nº ANUNCIOS CNMV	668
Nº ANUNCIOS PRENSA	124

³⁹ Por ejemplo, las empresas cuyo fin de ejercicio fiscal no es diciembre realizan sus anuncios de beneficios trimestrales en fechas diferentes a las que cierran ejercicio a fin de año natural.

En el Cuadro 2 se recoge la clasificación de los anuncios en función de diversos criterios. Así en el Panel A se presenta la clasificación por años y se observa que 141 anuncios corresponden al año 2000, 314 al año 2001 y 337 al año 2002.

CUADRO 2: CLASIFICACIÓN DE LOS ANUNCIOS

Panel A: Clasificación por trimestre y año

En este cuadro se presenta el número de anuncios disponibles para cada año clasificados por trimestres

2000		2001				2002			
141		314				337			
3T00	4T00	1T01	2T01	3T01	4T01	1T02	2T02	3T02	4T02
73	68	75	77	74	88	75	81	83	98

Panel B: Clasificación de los anuncios por mes y trimestre

En este cuadro se presenta el número de anuncios realizados cada mes y el trimestre al que corresponde.

	Nº ANUNCIOS	TRIMESTRE	Nº ANUNCIOS POR TRIMESTRE
Enero	43	4	254
Febrero	146		
Marzo	65		
Abril	49	1	150
Mayo	100		
Junio	1		
Julio	97	2	158
Agosto	38		
Septiembre	23		
Octubre	70	3	230
Noviembre	159		
Diciembre	1		
TOTAL	792		792

Panel C Clasificación de los anuncios por día de la semana

En este cuadro se presenta el número de anuncios de nuestra muestra que se ha realizado cada día de la semana. En nuestro análisis, los anuncios realizados en sábado y domingo se han pasado al lunes siguiente.

Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes	Sábado	Domingo	TOTAL
111	139	156	218	133	32	3	792

En el panel B del Cuadro 2 se recoge la clasificación de los anuncios en función del mes del año en que se ha realizado el anuncio. Los anuncios realizados en enero, febrero y marzo corresponde a anuncios del cuarto trimestre del año anterior, y en total son 254, los realizados desde abril a junio son anuncios del primer trimestre y representan 150 anuncios, los de julio a septiembre son los correspondientes al segundo trimestre y en total son 150 y, finalmente, los realizados en los meses de octubre, noviembre y diciembre se

refieren al tercer trimestre y suman un total de 230 anuncios. La mayoría de los anuncios se realiza en los meses de febrero, mayo, julio y diciembre para el cuarto, primero, segundo y tercer trimestre respectivamente.

En el Panel C se presenta la clasificación de los anuncios en función del día de la semana que se realiza. Los anuncios realizados en fin de semana se han pasado al lunes por que el efecto de la publicación se observará en los precios de ese día. Como se puede observar, el mayor número de anuncios se realiza los jueves.

Finalmente, en el Cuadro 3, en el Panel A se recogen las empresa y los anuncios clasificados por sectores en función del criterio de la CNMV, y en el Panel B el número de anuncios correspondientes a cada sector para cada año de estudio. Como se puede observar, el sector que tiene una mayor participación en la muestra es el de bancos, tanto en número de empresas, con una representación de 13 lo que implica un 11,93% del total, como en número de anuncios ya que del total 90 anuncios corresponden a este sector, lo que representa un 11,36% de la muestra. Le sigue el sector de nuevas tecnologías con 12 empresas y 78 anuncios, lo que supone el 11,01% de las empresas y el 9,85% de los anuncios. A continuación estarían los sectores de Energía y Agua, Comercio y Alimentación, Bebidas y Tabaco. Los sectores con menor participación en la muestra son Cemento con 4 empresas y 18 anuncios, lo que supone un 3,67% y un 2,27% del total de empresas y anuncios respectivamente; Metálicas Básicas con 5 empresas y 25 anuncios y Comunicación, con 3 empresas y 29 anuncios.

Respecto a la clasificación de los anuncios por años y por sectores, se observa que la participación de cada sector es similar dentro de los distintos años.⁴⁰

En este trabajo se ha tomado una ventana de suceso de 11 días, esto es, 5 días previos al día de suceso, el propio día de suceso y, 5 días después del mismo. Se ha considerado un periodo de estimación previo y posterior al evento, que abarca desde los 55 días previos al anuncio hasta el día 6 antes del anuncio y a partir del día 6 posterior al anuncio hasta el 55. Al trabajar con anuncios trimestrales, se ha tomado un periodo de estimación de 100 días para evitar que la ventana de estimación de un anuncio se solape con la del evento trimestral siguiente para la misma empresa.

Lógicamente, para que el anuncio sea incluido en la muestra se exige que el título de la empresa analizada se negocie en la ventana de estimación y en la de suceso. De hecho, como se puede observar en el Cuadro 1, este requisito ha provocado la eliminación de 12 anuncios.

Para implementar la técnica del suceso, como se ha comentado anteriormente, se utiliza la metodología de los errores de predicción. Por tanto, el primer paso será estimar la rentabilidad normal o de referencia para cada título en cada anuncio y para cada uno de los días de la ventana de suceso.

⁴⁰ Lógicamente el número de anuncios del año 2000 es inferior al de los otros dos años por que solamente hemos tomado los correspondientes al tercer y cuarto trimestre.

CUADRO 3 CLASIFICACIÓN POR SECTORES

En este cuadro se presenta una clasificación por sectores, siguiendo el criterio de la CNMV, de las empresas y de los anuncios que componen la muestra

Panel A: Clasificación de empresas y anuncios por sector

En el Panel A se recoge en la columna segunda el número de empresas que pertenecen a cada sector y en la cuarta el número de anuncios realizados durante el periodo muestral. En las columnas tercera y quinta se presentan los mismos datos en porcentaje sobre el total de la muestra

SECTORES	EMPRESA		Nº ANUNCIOS	
Cemento vidrio y mat. Constr./vidrio y mat.const.	4	3,67%	18	2,27%
Comercio y otros servicios	9	8,26%	76	9,60%
Construcción	7	6,42%	61	7,70%
Energía y agua(agua, gas, energía eléctrica, petróleo)	9	8,26%	77	9,72%
Financiación y seguros/bancos	13	11,93%	90	11,36%
Financiación y seguros/seguros	2	1,83%	19	2,40%
Financiación y seguros/sociedades de cartera	2	1,83%	12	1,52%
Industria química	2	1,83%	15	1,89%
Inmobiliarias	5	4,59%	37	4,67%
Medios de comunicación	3	2,75%	29	3,66%
Metálicas básicas	5	4,59%	25	3,16%
Nuevas tecnologías	12	11,01%	78	9,85%
Otras indust. De transf./aliment. Bebidas y tabaco	10	9,17%	75	9,47%
Otras indust. De transf./otras indust. Manufactur.	5	4,59%	40	5,05%
Otras indust. De transf./papel y artes graficas	6	5,50%	45	5,68%
Transf.de metales/industr. Transf.de metales	8	7,34%	46	5,81%
Transportes y comunicaciones/aparcamiento y autop.	7	6,42%	49	6,19%
Totales	109	100,00%	792	100,00%

Panel B: Clasificación de anuncios por sector y año

En el Panel B se presenta la clasificación sectorial del número de anuncios que se han realizado cada año del periodo muestral.

SECTORES	2000	2001	2002	TOTAL
Cemento vidrio y mat. Constr./vidrio y mat.const.	3	7	8	18
Comercio y otros servicios	16	29	31	76
Construcción	12	23	26	61
Energía y agua(agua, gas, energía eléctrica, petróleo)	14	30	33	77
Financiación y seguros/bancos	15	36	39	90
Financiación y seguros/seguros	4	7	8	19
Financiación y seguros/sociedades de cartera	3	4	5	12
Industria química	4	7	4	15
Inmobiliarias	5	16	16	37
Medios de comunicación	5	12	12	29
Metálicas básicas	4	8	13	25
Nuevas tecnologías	12	31	35	78
Otras indust. De transf./aliment. Bebidas y tabaco	11	34	30	75
Otras indust. De transf./otras indust. Manufactur.	8	16	16	40
Otras indust. De transf./papel y artes graficas	10	17	18	45
Transf.de metales/industr. Transf.de metales	9	15	22	46
Transportes y comunicaciones/aparcamiento y autop.	6	22	21	49
Totales	141	314	337	792

Esta rentabilidad anormal se calcula como la diferencia entre la rentabilidad real del título i para el día t de la ventana de suceso y la rentabilidad normal o de referencia que hemos estimado. El residuo obtenido es una estimación del cambio en el valor de la empresa en un momento t ocasionado por la publicación de la información. Si el residuo no es significativamente distinto de cero indica que el anuncio de beneficio no ha alterado el valor de la empresa, en caso contrario, representaría una estimación del cambio en el valor de la empresa ante la publicación de la nueva información.

Una vez calculada la rentabilidad anormal para cada anuncio de cada empresa, la agregamos transversalmente, para los N anuncios analizados y calculamos para cada momento t de la ventana de suceso el rendimiento anormal promedio, AR_t . Con la idea de analizar el impacto del anuncio en un periodo superior a un día se agregan temporalmente los resultados y se obtiene el rendimiento anormal promedio acumulado, CAR_{KL} , durante un número de días (K, L) en relación a la fecha de suceso. El CAR es una estimación del valor actualizado del beneficio o la pérdida (dependiendo del signo) que ha originado el suceso analizado.

Finalmente, para completar el análisis es necesario comprobar si los resultados de rendimiento anormal obtenidos son significativos o no. Como se ha comentado en el apartado anterior, se utiliza el test de Jaffe (1974) y Mandelker (1974) ya que de esta forma se considera la correlación en sección cruzada y la heterocedasticidad en sección cruzada que presentan los anuncios que componen la muestra.

4. Resultados

En las Tablas 5 a 14 se recogen, clasificados por trimestres, los resultados de la estimación de la rentabilidad anormal media, AR , durante los días analizados alrededor del anuncio de beneficios, el rendimiento anormal medio acumulado, CAR , para diferentes intervalos y el p -value del estadístico t student calculado mediante el procedimiento de Jaffe (1974) y Mandelker (1974).

Como se puede observar en la Tabla 5, si consideramos la muestra total y se analizan los resultados por trimestres, aparecen rentabilidades anormales en los anuncios correspondientes al primer trimestre tanto en el día previo al anuncio como en los días 1 y 3 posteriores al mismo, lo que es sorprendente, pues en investigaciones anteriores no existe evidencia de este efecto. Respecto a los anuncios del segundo trimestre el AR es significativo el día de anuncio y los días 3 y 4 previos al anuncio, mientras que los AR del tercer trimestre no lo son. Los anuncios del cuarto trimestre que serían los anuales y definitivos son significativos el día posterior al anuncio. Si observamos los CAR obtenidos en el análisis trimestral, se observa que son significativos los correspondientes al primer trimestre para los intervalos $(-1, +1)$, $(-1, 0)$, $(0, +1)$, $(-2, 0)$; los del segundo trimestre para el intervalo $(-2, 0)$ y los del cuarto para los intervalos $(-1, +1)$ y $(0, +1)$.

Estos resultados coinciden con lo esperado, ya que en el segundo y en el cuarto trimestre existe rendimiento anormal significativo bien el día de anuncio, bien el posterior. Sin embargo, llama la atención la

significatividad tanto en *AR* como en *CAR* de los anuncios correspondientes al primer trimestre. Una posible explicación es que los inversores valoren positivamente una de las primeras informaciones del año que reciben de la empresa de forma oficial. Además, el hecho de que el rendimiento anormal se detecte un día antes de la comunicación oficial nos hace preguntarnos si puede ser debido a la presencia de información asimétrica, ya que en esas fechas hay menos información publicada y puede existir una mayor posibilidad de comercio informado.

Los resultados obtenidos para los anuncios del cuarto trimestre coinciden, en parte, con los obtenidos en trabajos anteriores para el mercado español. Así, Arcas y Rees (1999), encuentran un *AR* positivo y significativo desde el día previo al anuncio hasta los 4 días posteriores al mismo. También para el mercado español, Sanabria (2003) encuentra, positivo y significativo el rendimiento anormal promedio obtenido en -1 y 0. Los resultados obtenidos por Fernández y García (2001) para el mercado español no son comparables pues el análisis está hecho para anuncios clasificados en día de la semana y tamaño.

En todo caso se ha de destacar que no se ha encontrado para el mercado europeo un análisis similar al nuestro detallado por cuatrimestre. Sí lo hay diferenciando si la información es semestral o anual (Gajewski y Quéré (2001), Opong (1995), Hew *et al.* (1996), Odabassi (1998)) y para anuncios trimestrales en conjunto (Arcas y Rees (1999)). Si observamos las investigaciones en el mercado norteamericano, comprobamos que muchos trabajos contemplan el efecto de los anuncios trimestrales pero no diferencian los resultados en función del trimestre, es el caso de Bernard y Thomas (1989), Ball y Kothari (1991) y Landsman y Maydew (2001).

El análisis del *AR* y del *CAR* realizado para todos los anuncios en conjunto nos imposibilita dar una explicación detallada de los resultados, ya que los cambios en los precios de las acciones que han recibido una buena noticia y los de las que han recibido una mala se pueden compensar. Una de las cuestiones que se ha estudiado ampliamente en investigaciones previas es que lo realmente relevante en la reacción del precio no es la magnitud del beneficio publicada, si no la parte de ese beneficio que es inesperada para los inversores. Por tanto, es importante diferenciar qué parte del beneficio es esperado y, qué parte no lo es, es decir, el llamado “*efecto sorpresa*”. En la literatura encontramos dos formas de estimar el beneficio esperado. Algunos estudios toman el beneficio obtenido un año como una previsión del beneficio para el año siguiente. Entre ellos destacamos: Ball y Kothari (1991), Elsharkawy y Garrod (1996) y Odabassi (1998). Otros, toman como estimación del beneficio esperado la previsión de consenso realizada por los analistas, entre estos trabajos destacamos, Arcas y Rees (1999) Gajewski y Quéré (2001), Laurent (2000) y Sanabria (2003).

TABLA 5: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE BENEFICIOS TRIMESTRALES

En el panel A se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de beneficios trimestrales para los 792 anuncios que componen nuestra muestra y el período que abarca desde el tercer trimestre del año 2000 al cuarto trimestre del año 2002. En la segunda fila se recoge el trimestre al que se refieren los resultados y entre paréntesis el número de anuncios disponibles, y en las restantes se recoge el valor del AR y entre paréntesis el p-value del estadístico de Jaffe (1974) y Mandelker (1974). Con los asteriscos se recoge el nivel de significación: ***: 99%, **: 95%, *: 90%. En el Panel B y C se recoge la misma información para las noticias clasificadas como buenas y malas respectivamente.

Panel A: MUESTRA TOTAL					Panel B: NOTICIAS BUENAS					Panel C: NOTICIAS MALAS				
AR	1 T (150)	2 T (158)	3 T (230)	4 T (254)	AR	1 T (90)	2 T (90)	3 T (82)	4 T (118)	AR	1 T (24)	2 T (25)	3 T (32)	4 T (39)
-5	-0,0011 (0,400)	-0,0020 (0,598)	0,0030 (0,726)	-0,0003 (0,099)	-5	-0,0006 (0,254)	-0,0013 (0,561)	-0,0005 (0,185)	-0,0004 (0,805)	-5	0,0018 (0,161)	0,0015 (0,223)	0,0025 (0,634)	0,0014 (0,104)
-4	-0,0018 (0,961)	-0,0002* (0,100)	-0,0004 (0,228)	0,0002 (0,565)	-4	-0,0019 (0,610)	-0,0007 (0,390)	0,0009** (0,051)	0,0005 (0,358)	-4	-0,0022 (0,981)	0,0021 (0,570)	-0,0034 (0,466)	-0,0045 (0,838)
-3	0,0032 (0,503)	-0,0029* (0,101)	0,0007 (0,478)	-0,0006 (0,632)	-3	0,0028 (0,396)	-0,0004 (0,229)	0,0006 (0,621)	-0,0022 (0,734)	-3	-0,0004 (0,238)	-0,0045 (0,380)	0,0011 (0,841)	-0,0014 (0,610)
-2	0,0001 (0,656)	0,0031 (0,171)	0,0006 (0,844)	-0,0013 (0,112)	-2	0,0020 (0,979)	0,0033 (0,058)	0,0031 (0,161)	-0,0019 (0,410)	-2	0,0004 (0,929)	-0,0040 (0,477)	-0,0024 (0,509)	-0,0034 (0,119)
-1	0,0028*** (0,008)	-0,0017 (0,861)	-0,0025 (0,154)	0,0029 (0,917)	-1	0,0007*** (0,002)	-0,0020 (0,467)	0,0024* (0,071)	0,0057 (0,872)	-1	0,0090 (0,310)	-0,0080 (0,810)	-0,0056 (0,130)	-0,0006 (0,588)
0	0,0008 (0,493)	0,0033* (0,067)	0,0006 (0,902)	0,0001 (0,421)	0	0,0004 (0,742)	0,0084*** (0,000)	-0,0003 (0,357)	0,0028*** (0,013)	0	-0,0055 (0,107)	-0,0085** (0,019)	-0,0013 (0,620)	-0,0065*** (0,004)
1	0,0017** (0,025)	-0,0002 (0,312)	0,0029 (0,301)	0,0006* (0,062)	1	0,0046 (0,581)	0,0008 (0,177)	0,0037 (0,270)	0,0001*** (0,004)	1	-0,005** (0,028)	-0,0012* (0,067)	-0,0065 (0,151)	0,0002 (0,643)
2	-0,0015 (0,423)	0,0013 (0,127)	-0,0005 (0,499)	-0,0016 (0,888)	2	0,0005 (0,444)	0,0024 (0,035)	0,0025 (0,346)	-0,0006 (0,664)	2	0,0017 (0,527)	0,0021 (0,230)	-0,0040 (0,586)	-0,0043 (0,206)
3	-0,0008** (0,040)	-0,0019 (0,158)	-0,0006 (0,514)	0,0004 (0,899)	3	-0,0011 (0,082)	-0,0027 (0,892)	-0,0009 (0,892)	-0,0003 (0,477)	3	0,0042 (0,920)	-0,0026 (0,247)	-0,0010 (0,875)	0,0021 (0,781)
4	0,0009* (0,102)	0,0023 (0,889)	-0,0013 (0,620)	-0,0008 (0,821)	4	0,0004 (0,144)	0,0022 (0,674)	-0,0037 (0,326)	-0,0019 (0,858)	4	0,0024 (0,951)	0,0020 (0,489)	0,0029 (0,197)	-0,0006* (0,101)
5	0,0004 (0,542)	0,0010 (0,258)	-0,0004 (0,289)	0,0006 (0,349)	5	0,0025 (0,426)	0,0008 (0,314)	-0,0024 (0,482)	-0,0002 (0,562)	5	0,0020 (0,819)	0,0070 (0,496)	0,0034 (0,335)	0,0035 (0,597)
CAR					CAR					CAR				
(-5, +5)	0,0046 (0,339)	0,0022 (0,595)	0,0021 (0,688)	0,0002 (0,502)	(-5, +5)	0,0103 (0,396)	0,0106 (0,216)	0,0055 (0,435)	0,0016 (0,398)	(-5, +5)	0,0083 (0,183)	-0,0142 (0,353)	-0,0143 (0,476)	-0,0141 (0,039)
(-1, +1)	0,0053*** (0,005)	0,0014 (0,824)	0,0010 (0,984)	0,0036** (0,031)	(-1, +1)	0,0057** (0,024)	0,0071* (0,060)	0,0058 (0,993)	0,0086*** (0,002)	(-1, +1)	-0,0015 (0,910)	-0,0177** (0,018)	-0,0134* (0,079)	-0,0069*** (0,008)
(-1, 0)	0,0036** (0,020)	0,0016 (0,113)	-0,0019 (0,337)	0,0030 (0,240)	(-1, 0)	0,0011*** (0,007)	0,0064*** (0,000)	0,0021 (0,623)	0,0085 (0,121)	(-1, 0)	0,0035* (0,070)	-0,0165* (0,065)	-0,0069 (0,306)	-0,0071*** (0,008)
(0, +1)	0,0026** (0,039)	0,0031 (0,904)	0,0035 (0,334)	0,0008** (0,045)	(0, +1)	0,0050 (0,538)	0,0092** (0,039)	0,0034 (0,718)	0,0029*** (0,000)	(0, +1)	-0,0105 (0,468)	-0,0096*** (0,004)	-0,0078 (0,126)	-0,0064*** (0,009)
(-2, 0)	0,0037** (0,016)	0,0048** (0,042)	-0,0013 (0,705)	0,0017 (0,799)	(-2, 0)	0,0031*** (0,015)	0,0097*** (0,000)	0,0052 (0,163)	0,0066 (0,261)	(-2, 0)	0,0039 (0,215)	-0,0205 (0,360)	-0,0093 (0,154)	-0,0105*** (0,002)

Esto ha llevado a repetir el estudio separando los anuncios en noticias buenas y malas. El criterio seguido para la clasificación es que de la comunicación o hecho relevante de la CNMV, o en su caso de la noticia publicada en prensa, se desprenda que la información sobre beneficios comunicada por la empresa es buena o mala en función de la valoración que se hace en la misma publicación, generalmente por comparación con la cifra correspondiente al mismo periodo del año anterior. Siguiendo a Fernández y García (1998) se ha considerado que si de la comunicación no se desprende nada o la noticia es ambigua no se ha incluido el anuncio ya que puede que los inversores no tengan información suficiente como para relacionarlo con una mejora o empeoramiento de la situación de la empresa.

Es de esperar que la reacción del precio ante buenas noticias (subida del beneficio) sea positiva y ante malas noticias (caída del beneficio) sea negativa. De esta manera, si bien cuando tomamos todos los anuncios de forma conjunta se estarían compensando los efectos sobre el rendimiento anormal medio, al diferenciar dos submuestras sobre las que se esperan reacciones diferentes, podemos valorar los efectos por separado. También es de esperar que el efecto de las noticias malas tenga diferente intensidad que el de las buenas. Otabassi (1998) encuentra que el efecto sobre el rendimiento anormal promedio de las malas noticias es superior al de las buenas noticias.

Se han clasificado 500 anuncios de los inicialmente disponibles y, de ellos 380 hacen referencia a una noticia buena, esto es de subida de beneficios y 120 a una bajada de beneficio o pérdidas que consideramos noticia mala. En la Tabla 5, Panel B y C, se recogen los resultados obtenidos. Respecto al efecto de los anuncios de beneficios calificados como buena noticia, Panel B, se observa que, conforme a lo esperado, el *AR* es positivo y significativo el día de anuncio para el segundo y el cuarto trimestre, en el que también es significativo el día posterior; mientras que para el primer y tercer trimestre es significativo el *AR* correspondiente al día previo al anuncio. Como se ha comentado anteriormente, esto podría ser un indicador de utilización de información privilegiada previa a la comunicación pública de una noticia positiva para la empresa.

Si analizamos el *CAR*, para el primer trimestre se observan resultados positivos y altamente significativos en los intervalos $(-1, +1)$, $(-1, 0)$ y $(-2, 0)$, para el segundo trimestre en los intervalos $(-1, 0)$ y $(-2, 0)$ y para el cuarto en los $(-1, +1)$ y $(0, +1)$.

Respecto a las noticias malas, Tabla 5 Panel C, se observa un rendimiento anormal negativo y significativo el día del anuncio para los anuncios correspondientes al segundo y cuarto trimestres y para el día posterior al anuncio en el caso del primer y segundo trimestre. Respecto al *CAR*, es negativo y significativo para el segundo y cuarto trimestre en las combinaciones $(-1, +1)$, $(-1, 0)$, $(0, +1)$, siendo especialmente alta la significatividad para el cuarto trimestre, donde también es significativo el *CAR* $(-5, +5)$. Respecto a la magnitud del impacto de la noticia, se observa que el rendimiento anormal es superior para las noticias malas que para las buenas, resultados que coinciden con Otabassi (1998).

Como se ha comentado anteriormente, también se ha considerado interesante analizar si el efecto en precios es diferente en función de la fuente de información de la que proviene la noticia, por lo que se ha repetido el análisis pero diferenciando de la muestra de 792 anuncios, por un lado los 668 anuncios obtenidos

de la CNMV y, por otro, los 124 resultado de la consulta de prensa económica. En las Tablas 6 y 7 se presentan los resultados obtenidos.

Respecto a las noticias obtenidas de la CNMV, Tabla 6, los resultados son similares a los obtenidos cuando realizamos el análisis para toda la muestra en conjunto, lo cuál es lógico pues la mayor parte de los anuncios provienen de comunicaciones de la CNMV. Tampoco se encuentran grandes diferencias cuando se analizan los resultados del impacto de la noticia publicada en prensa, Tabla 7, lo que indica que ambas fuentes de información son igualmente valoradas por parte de los inversores. De nuevo, en el caso de noticias buenas, se encuentra un *AR* positivo y significativo el día previo al anuncio en el primer trimestre, tanto para los anuncios de prensa como de CNMV, y en el tercer trimestre para los anuncios publicados en prensa. Por el contrario y, como era de esperar, el rendimiento anormal ante noticias malas es negativo y significativo el día de anuncio y el posterior, y no se detecta rendimiento anormal significativo el día previo a la publicación.

Debido al interés que ha suscitado en investigaciones previas el efecto del anuncio de beneficios en el precio de las acciones para empresas de diferente tamaño, se ha considerado adecuado realizar el análisis agrupando los anuncios en dos carteras en función de la capitalización bursátil de la empresa en diciembre de 2002. La cartera de empresas grandes está formada por 54 empresas y contiene un total de 438 anuncios, y la cartera de empresas pequeñas consta de 55 empresas con un total de 354 anuncios. En las tablas 8 y 9 se presentan los resultados obtenidos para el análisis de las empresas grandes y pequeñas respectivamente. Respecto a las empresas grandes, se observa un rendimiento anormal positivo y significativo para las noticias buenas en el caso de los anuncios del segundo trimestre y del cuarto trimestre en el día de evento y el posterior respectivamente, mientras que en el caso de las malas noticias, se encuentran rendimientos anormales negativos y significativos en el primer trimestre el día de anuncio y el posterior y en el cuarto trimestre el día previo al anuncio.

Respecto a los resultados obtenidos para las empresas pequeñas, se encuentra rendimiento anormal positivo y significativo ante las noticias buenas el día previo a la publicación para los anuncios del primer y tercer trimestre, y rendimiento anormal negativo y significativo ante las noticias malas el día de la difusión de la noticia para los anuncios del primer, segundo y cuarto trimestre.

Por tanto, en el caso de noticias buenas se puede afirmar que se encuentra el efecto tamaño que aparece en investigaciones previas, pues el efecto es superior para las empresas pequeñas que para las grandes, y además se detecta que es posible la existencia información privilegiada en los anuncios referentes al primer trimestre puesto que existe rendimiento anormal significativo el día previo al anuncio.

TABLA 6: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE BENEFICIOS TRIMESTRALES PUBLICADOS EN CNMV

En el panel A se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de beneficios trimestrales para los 668 anuncios obtenidos de los Hechos Relevantes y comunicaciones de la CNMV que componen nuestra muestra y el período que abarca desde el tercer trimestre del año 2000 al cuarto trimestre del año 2002. En la segunda fila se recoge el trimestre al que se refieren los resultados y entre paréntesis el número de anuncios disponibles, y en las restantes se recoge el valor del AR y debajo el p-value del estadístico de Jaffe (1974) y Mandelker (1974). Con los asteriscos se recoge el nivel de significación: ***: 99%, **: 95%, *: 90%. En el Panel B y C se recoge la misma información para las noticias clasificadas como buenas y malas respectivamente.

Panel A: MUESTRA TOTAL					Panel B: BUENAS NOTICIAS					Panel C: MALAS NOTICIAS				
	1 T (119)	2 T (132)	3 T (194)	4 T (223)		1 T (67)	2 T (74)	3 T (72)	4 T (98)		1 T (19)	2 T (18)	3 T (30)	4 T (33)
-5	-0,0007 (0,437)	-0,0026 (0,910)	0,0012 (0,675)	-0,0002* (0,062)	-5	-0,0001 (0,578)	-0,0027 (0,726)	0,0002* (0,083)	0,0005 (0,304)	-5	0,0033 (0,161)	0,0034 (0,223)	0,0025 (0,634)	0,0013*** (0,104)
-4	-0,0029 (0,341)	-0,0004 (0,255)	-0,0002 (0,227)	0,0003 (0,260)	-4	-0,0039 (0,711)	-0,0005 (0,307)	-0,0002** (0,049)	0,0006 (0,209)	-4	-0,0030 (0,981)	0,0020 (0,570)	-0,0021 (0,466)	-0,0069 (0,838)
-3	0,0033 (0,493)	-0,0034 (0,232)	0,0006 (0,829)	-0,0003 (0,727)	-3	0,0028 (0,210)	-0,0005 (0,126)	-0,0002 (0,804)	-0,0012 (0,394)	-3	0,0002 (0,238)	-0,0053 (0,380)	0,0018 (0,841)	-0,0022 (0,610)
-2	-0,0020 (0,701)	0,0041 (0,441)	0,0003 (0,945)	-0,0017 (0,267)	-2	-0,0004 (0,794)	0,0036 (0,274)	0,0039* (0,073)	-0,0029 (0,863)	-2	0,0001 (0,929)	-0,0015 (0,477)	-0,0035 (0,509)	-0,0029 (0,119)
-1	0,0036*** (0,009)	-0,0021 (0,636)	-0,0006** (0,045)	0,0032 (0,915)	-1	0,0017*** (0,001)	-0,0021 (0,425)	0,0027 (0,139)	0,0061 (0,794)	-1	0,0101 (0,310)	-0,0103 (0,810)	-0,0054 (0,130)	-0,0002 (0,588)
0	0,0013 (0,743)	0,0045** (0,015)	0,0016 (0,485)	-0,0001 (0,975)	0	0,0007 (0,966)	0,0098*** (0,000)	-0,0012 (0,306)	0,0030** (0,049)	0	-0,0053 (0,107)	-0,0077** (0,019)	-0,0012 (0,620)	-0,0077*** (0,004)
1	0,0027*** (0,004)	0,0000 (0,354)	0,0037 (0,718)	0,0007** (0,044)	1	0,0066 (0,144)	0,0009 (0,397)	0,0033 (0,280)	0,0004*** (0,007)	1	-0,0052** (0,028)	0,0016* (0,067)	-0,0064 (0,151)	-0,0008 (0,643)
2	-0,0025* (0,105)	0,0005** (0,104)	-0,0001 (0,812)	-0,0015 (0,945)	2	-0,0005 (0,901)	0,0013* (0,084)	0,0034 (0,248)	-0,0003 (0,403)	2	0,0005 (0,527)	0,0047 (0,230)	-0,0045 (0,586)	-0,0046 (0,206)
3	-0,0012** (0,035)	-0,0013 (0,152)	-0,0002 (0,666)	0,0007 (0,919)	3	-0,0015 (0,126)	-0,0033 (0,998)	0,0002 (0,474)	-0,0002 (0,984)	3	0,0038 (0,920)	-0,0012 (0,247)	-0,0013 (0,875)	0,0026 (0,781)
4	0,0016** (0,027)	0,0017 (0,748)	-0,0016* (0,705)	-0,0012 (0,952)	4	0,0013** (0,020)	0,0025 (0,909)	-0,0043 (0,999)	-0,0024 (0,918)	4	0,0024 (0,951)	-0,0015 (0,489)	0,0047 (0,197)	-0,0002* (0,101)
5	-0,0001 (0,454)	0,0006 (0,239)	-0,0002 (0,153)	0,0011 (0,325)	5	0,0012 (0,283)	0,0011 (0,146)	-0,0030 (0,607)	0,0008 (0,283)	5	0,0040 (0,819)	0,0038 (0,496)	0,0037 (0,335)	0,0040 (0,597)
CAR					CAR					CAR				
(-5, +5)	0,0032 (0,578)	0,0016 (0,351)	0,0046 (0,439)	0,0010 (0,521)	(-5, +5)	0,0079 (0,937)	0,0101 (0,445)	0,0047 (0,772)	0,0043 (0,289)	(-5, +5)	0,0111 (0,183)	-0,0119 (0,353)	-0,0117 (0,476)	-0,0175** (0,039)
(-1, +1)	0,0076*** (0,004)	0,0024 (0,322)	0,0047* (0,077)	0,0038 (0,145)	(-1, +1)	0,0090*** (0,013)	0,0086** (0,019)	0,0047 (0,977)	0,0095*** (0,010)	(-1, +1)	-0,0004 (0,910)	-0,0163** (0,018)	-0,0130 (0,079)	-0,0086*** (0,008)
(-1, 0)	0,0049** (0,043)	0,0024** (0,031)	0,0010** (0,027)	0,0031 (0,693)	(-1, 0)	0,0024*** (0,006)	0,0077*** (0,000)	0,0015 (0,794)	0,0091 (0,371)	(-1, 0)	0,0048* (0,070)	-0,0180 (0,065)	-0,0065 (0,306)	-0,0078*** (0,008)
(0, +1)	0,0041** (0,042)	0,0045 (0,455)	0,0053 (0,901)	0,0006 (0,155)	(0, +1)	0,0073 (0,481)	0,0107*** (0,013)	0,0020 (0,664)	0,0034*** (0,001)	(0, +1)	-0,0105 (0,468)	-0,0060*** (0,004)	-0,0076 (0,126)	-0,0084*** (0,009)
(-2, 0)	0,0029** (0,028)	0,0065* (0,056)	0,0014 (0,244)	0,0014 (0,755)	(-2, 0)	0,0020** (0,024)	0,0113*** (0,001)	0,0054 (0,284)	0,0061 (0,582)	(-2, 0)	0,0049 (0,215)	-0,0194 (0,360)	-0,0101 (0,154)	-0,0107*** (0,002)

TABLA 7: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE BENEFICIOS TRIMESTRALES PUBLICADOS EN PRENSA ECONÓMICA

En el panel A se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de beneficios trimestrales para los 124 anuncios obtenidos de la prensa económica que componen nuestra muestra y el período que abarca desde el tercer trimestre del año 2000 al cuarto trimestre del año 2002. En la segunda fila se recoge el trimestre al que se refieren los resultados y entre paréntesis el número de anuncios disponibles, y en las restantes se recoge el valor del AR y debajo el p-value del estadístico de Jaffe (1974) y Mandelker (1974). Con los asteriscos se recoge el nivel de significación: ***: 99%, **: 95%, *: 90%. En el Panel B y C se recoge la misma información para las noticias clasificadas como buenas y malas respectivamente.

Panel A: MUESTRA TOTAL					Panel B: BUENAS NOTICIAS					Panel C: MALAS NOTICIAS				
	1 T (31)	2 T (26)	3 T (36)	4 T (31)		1 T (23)	2 T (16)	3 T (10)	4 T (20)		1 T (8)	2 T (10)	3 T (16)	4 T (11)
-5	-0,0027 (0,361)	0,0008 (0,206)	0,0127 (0,587)	-0,0011 (0,656)	-5	-0,0022 (0,254)	0,0050 (0,561)	-0,0056 (0,185)	-0,0045 (0,805)	-5	-0,0040 (0,161)	-0,0034 (0,223)	0,0021 (0,634)	0,0023 (0,104)
-4	0,0025 (0,213)	0,0011 (0,182)	-0,0016 (0,375)	-0,0006 (0,320)	-4	0,0038 (0,610)	-0,0019 (0,390)	0,0091* (0,051)	0,0001 (0,358)	-4	0,0007 (0,981)	0,0021 (0,570)	-0,0226 (0,466)	0,0084 (0,838)
-3	0,0027 (0,986)	-0,0005 (0,289)	0,0015 (0,127)	-0,0029 (0,720)	-3	0,0028 (0,396)	0,0000 (0,229)	0,0068 (0,621)	-0,0068 (0,734)	-3	-0,0030 (0,238)	-0,0024 (0,380)	-0,0098 (0,841)	0,0027 (0,610)
-2	0,0081 (0,698)	-0,0018 (0,130)	0,0019 (0,409)	0,0014 (0,288)	-2	0,0090 (0,979)	0,0018 (0,058)	-0,0027 (0,161)	0,0035 (0,410)	-2	0,0014 (0,929)	-0,0105 (0,477)	0,0151 (0,509)	-0,0062 (0,119)
-1	-0,0004 (0,905)	0,0005 (0,513)	-0,0127 (0,485)	0,0006 (0,803)	-1	-0,0024*** (0,002)	-0,0019 (0,467)	0,0002* (0,071)	0,0034 (0,872)	-1	0,0049 (0,310)	-0,0022 (0,810)	-0,0098 (0,130)	-0,0026 (0,588)
0	-0,0011 (0,821)	-0,0025 (0,556)	-0,0049 (0,345)	0,00178* (0,073)	0	-0,0005 (0,742)	0,0019*** (0,000)	0,0066 (0,357)	0,0020** (0,013)	0	-0,0061 (0,107)	-0,010** (0,019)	-0,0030 (0,620)	-0,0003*** (0,004)
1	-0,0020 (0,927)	-0,0015 (0,814)	-0,0016 (0,080)	0,0003 (0,574)	1	-0,0011 (0,581)	0,0004 (0,177)	0,0069 (0,270)	-0,0013*** (0,004)	1	-0,0043** (0,028)	-0,0084* (0,067)	-0,0076 (0,151)	0,0056 (0,643)
2	0,0020 (0,052)	0,0055 (0,846)	-0,0027 (0,047)	-0,0021 (0,920)	2	0,0034 (0,444)	0,0079** (0,035)	-0,0034 (0,346)	-0,0020 (0,664)	2	0,0060 (0,527)	-0,0048 (0,230)	0,0034 (0,586)	-0,0028 (0,206)
3	0,0005 (0,266)	-0,0047 (0,558)	-0,0029 (0,580)	-0,0021 (0,737)	3	0,0002* (0,082)	0,0003 (0,892)	-0,0089 (0,892)	-0,0007 (0,477)	3	0,0057 (0,920)	-0,0063 (0,247)	0,0039 (0,875)	-0,0005 (0,781)
4	-0,0019 (0,826)	0,0055 (0,818)	0,0001 (0,943)	0,0020 (0,347)	4	-0,0019 (0,144)	0,0004 (0,674)	0,0009 (0,326)	0,0004 (0,858)	4	0,0023 (0,951)	0,0110 (0,489)	-0,0236 (0,197)	-0,0025 (0,101)
5	0,0022 (0,591)	0,0031 (0,802)	-0,0014 (0,963)	-0,0029 (0,693)	5	0,0061 (0,426)	-0,0009 (0,314)	0,0014 (0,482)	-0,0055 (0,562)	5	-0,0057 (0,819)	0,0154 (0,496)	-0,0009 (0,335)	0,0007 (0,597)
CAR					CAR					CAR				
(-5, +5)	0,0099 (0,264)	0,0054 (0,731)	-0,0117 (0,602)	-0,0057 (0,894)	(-5, +5)	0,0173 (0,396)	0,0133 (0,216)	0,0114 (0,435)	-0,0114 (0,398)	(-5, +5)	-0,0023 (0,183)	-0,0201 (0,353)	-0,0528 (0,476)	0,0047** (0,039)
(-1, +1)	-0,0035 (0,849)	-0,0035 (0,403)	-0,0192 (0,019)	0,0027 (0,153)	(-1, +1)	-0,0004** (0,024)	0,0004* (0,060)	0,0137 (0,993)	0,0041*** (0,002)	(-1, +1)	-0,0055 (0,910)	-0,0211** (0,018)	-0,0204* (0,079)	0,0026*** (0,008)
(-1, 0)	-0,0014 (0,929)	-0,0021 (0,460)	-0,0176 (0,208)	0,0024 (0,139)	(-1, 0)	-0,0029*** (0,007)	0,00003*** (0,000)	0,0069 (0,623)	0,0054 (0,121)	(-1, 0)	-0,0013* (0,070)	-0,0127* (0,065)	-0,0128 (0,306)	-0,003*** (0,008)
(0, +1)	-0,0031 (0,788)	-0,0040 (0,833)	-0,0065 (0,036)	0,0021* (0,096)	(0, +1)	-0,0016 (0,538)	0,0023** (0,039)	0,0135 (0,718)	0,0007*** (0,000)	(0, +1)	-0,0104 (0,468)	-0,0189*** (0,004)	-0,0106 (0,126)	0,0052*** (0,009)
(-2, 0)	0,0067 (0,913)	-0,0039 (0,808)	-0,0157 (0,322)	0,0038 (0,585)	(-2, 0)	0,0061** (0,015)	0,0019*** (0,000)	0,0042 (0,163)	0,0089 (0,261)	(-2, 0)	0,0001 (0,215)	-0,0232 (0,360)	0,0023 (0,154)	-0,0092*** (0,002)

TABLA 8: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE BENEFICIOS TRIMESTRALES PARA EMPRESAS GRANDES

En el panel A se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de beneficios trimestrales para los 438 anuncios realizados por las 54 empresas clasificadas como grandes que componen nuestra muestra y el periodo que abarca desde el tercer trimestre del año 2000 al cuarto trimestre del año 2002. En la segunda fila se recoge el trimestre al que se refieren los resultados y entre paréntesis el número de anuncios disponibles, y en las restantes se recoge el valor del AR y entre paréntesis el p-value del estadístico de Jaffe (1974) y Mandelker (1974). Con los asteriscos se recoge el nivel de significación: ***: 99%, **: 95%, *: 90%. En el Panel B y C se recoge la misma información para las noticias clasificadas como buenas y malas respectivamente.

Panel A: MUESTRA TOTAL					Panel B: BUENAS NOTICIAS					Panel C: MALAS NOTICIAS				
	1 T (87)	2 T (89)	3 T (124)	4 T (138)		1 T (57)	2 T (56)	3 T (50)	4 T (79)		1 T (11)	2 T (8)	3 T (13)	4 T (16)
-5	0,0020 (0,392)	-0,0018 (0,772)	-0,0003 (0,454)	-0,0012 (0,241)	-5	0,0014 (0,401)	-0,0021 (0,266)	0,0012 (0,767)	-0,0020 (0,202)	-5	0,0076 (0,141)	0,0018 (0,779)	-0,0005 (0,593)	-0,0028 (0,771)
-4	-0,0029 (0,369)	-0,0025 (0,950)	-0,0013 (0,064)	-0,0001 (0,148)	-4	-0,0021 (0,945)	-0,0017 (0,765)	-0,0002** (0,020)	0,0002 (0,191)	-4	-0,0002 (0,941)	0,0015 (0,362)	-0,0023 (0,508)	-0,0056 (0,694)
-3	0,0036 (0,393)	-0,0037 (0,805)	0,0003 (0,993)	-0,0009 (0,259)	-3	0,0041 (0,245)	0,0005 (0,415)	-0,0033 (0,601)	-0,0017 (0,396)	-3	-0,0047 (0,409)	-0,0087 (0,977)	0,0048 (0,444)	-0,0011 (0,946)
-2	-0,0013 (0,452)	0,0046 (0,648)	0,0044 (0,531)	-0,0024 (0,143)	-2	0,0002 (0,491)	0,0033 (0,374)	0,0075 (0,139)	-0,0039 (0,166)	-2	-0,0031 (0,324)	0,0131 (0,450)	-0,0009 (0,170)	-0,0055 (0,679)
-1	0,0037* (0,054)	0,0004 (0,302)	-0,0031* (0,092)	0,0037 (0,655)	-1	0,0005 (0,142)	0,0004 (0,429)	-0,0002 (0,287)	0,0059 (0,708)	-1	0,0146 (0,358)	-0,0127 (0,431)	-0,0083 (0,880)	-0,0022** (0,047)
0	0,0020 (0,206)	0,0077*** (0,004)	0,0014 (0,743)	-0,0005 (0,297)	0	-0,0002 (0,741)	0,0099*** (0,000)	0,0002 (0,964)	0,0017 (0,173)	0	-0,0062 (0,402)	0,0112 (0,225)	-0,0056 (0,197)	-0,0060 (0,129)
1	0,0027 (0,004)	0,0006 (0,728)	0,0039* (0,067)	0,0001* (0,071)	1	0,0040 (0,413)	0,0008 (0,778)	0,0025 (0,511)	0,0003* (0,073)	1	-0,0056** (0,046)	0,0052 (0,114)	-0,0004 (0,329)	-0,0071 (0,458)
2	0,0000 (0,146)	0,0007* (0,041)	-0,0015 (0,027)	-0,0017 (0,385)	2	0,0014 (0,968)	0,0020 (0,172)	0,0031 (0,029)	-0,0026* (0,093)	2	0,0053 (0,959)	0,0031* (0,069)	-0,0083 (0,965)	-0,0028* (0,096)
3	-0,0012* (0,051)	-0,0001* (0,068)	-0,0001 (0,984)	0,0015 (0,984)	3	-0,0016* (0,092)	-0,0016 (0,691)	0,0009 (0,170)	0,0019 (0,960)	3	0,0033 (0,552)	0,0005 (0,310)	-0,0036 (0,833)	0,0005 (0,601)
4	0,0023 (0,265)	0,0009 (0,166)	-0,0037 (0,825)	-0,0017 (0,625)	4	0,0014 (0,669)	0,0007 (0,641)	-0,0060 (0,392)	-0,0028 (0,677)	4	0,0021 (0,459)	-0,0083 (0,988)	0,0021 (0,637)	-0,0022* (0,099)
5	0,0005 (0,497)	0,0005 (0,232)	0,0006 (0,913)	0,0009 (0,624)	5	0,0013 (0,641)	0,0022 (0,274)	-0,0007 (0,996)	0,0008 (0,669)	5	0,0039 (0,685)	0,0067 (0,637)	0,0009 (0,966)	0,0004 (0,389)
CAR					CAR					CAR				
(-5, +5)	0,0115*Ç (0,054)	0,0073 (0,940)	0,0006 (0,928)	-0,0023 (0,843)	(-5, +5)	0,0105 (0,445)	0,0145 (0,094)	0,0050 (0,668)	-0,0022 (0,682)	(-5, +5)	0,0170 (0,180)	0,0134 (0,688)	-0,0221 (0,378)	-0,0345*** (0,006)
(-1, +1)	0,0084*** (0,003)	0,0086*** (0,010)	0,0022 (0,775)	0,0033* (0,083)	(-1, +1)	0,0043 (0,402)	0,0112*** (0,010)	0,0025 (0,754)	0,0079 (0,103)	(-1, +1)	0,0028 (0,654)	0,0037 (0,938)	-0,0143 (0,238)	-0,0153*** (0,006)
(-1, 0)	0,0058* (0,060)	0,0081*** (0,001)	-0,0017 (0,178)	0,0033 (0,634)	(-1, 0)	0,0003 (0,321)	0,0104*** (0,000)	0,0000 (0,399)	0,0076 (0,703)	(-1, 0)	0,0084 (0,288)	-0,0015 (0,239)	-0,0139 (0,509)	-0,0082*** (0,007)
(0, +1)	0,0047*** (0,004)	0,0082** (0,016)	0,0053 (0,157)	-0,0004** (0,032)	(0, +1)	0,0038 (0,693)	0,0108*** (0,010)	0,0027 (0,374)	0,0020** (0,017)	(0, +1)	-0,0117 (0,308)	0,0164 (0,903)	-0,0060 (0,134)	-0,0131* (0,081)
(-2, 0)	0,0044*** (0,004)	0,0127*** (0,005)	0,0027 (0,631)	0,0008 (0,646)	(-2, 0)	0,0005 (0,067)	0,0137*** (0,001)	0,0075 (0,249)	0,0037 (0,710)	(-2, 0)	0,0052 (0,470)	0,0116 (0,214)	-0,0148 (0,373)	-0,0137** (0,013)

TABLA 9: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE BENEFICIOS TRIMESTRALES PARA EMPRESAS PEQUEÑAS

En el panel A se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de beneficios trimestrales para los 354 anuncios realizados por las 55 empresas clasificadas como pequeñas que componen nuestra muestra y el periodo que abarca desde el tercer trimestre del año 2000 al cuarto trimestre del año 2002. En la segunda fila se recoge el trimestre al que se refieren los resultados y entre paréntesis el número de anuncios disponibles, y en las restantes se recoge el valor del AR y entre paréntesis el p-value del estadístico de Jaffe (1974) y Mandelker (1974). Con los asteriscos se recoge el nivel de significación: ***: 99%, **: 95%, *: 90%. En el Panel B y C se recoge la misma información para las noticias clasificadas como buenas y malas respectivamente.

Panel A: MUESTRA TOTAL					Panel B: BUENAS NOTICIAS					Panel C: MALAS NOTICIAS				
	1 T (63)	2 T (69)	3 T (106)	4 T (116)		1 T (20)	2 T (16)	3 T (10)	4 T (16)		1 T (13)	2 T (17)	3 T (21)	4 T (23)
-5	-0,0054 (0,763)	-0,0023 (0,281)	0,0069 (0,673)	0,0008 (0,490)	-5	-0,0042 (0,273)	-0,0003 (0,972)	-0,0032 (0,307)	0,0028 (0,109)	-5	-0,0056 (0,389)	0,0013 (0,262)	0,0046 (0,248)	0,0044** (0,022)
-4	-0,0003 (0,368)	0,0028 (0,034)	0,0006 (0,681)	0,0005 (0,788)	-4	-0,0015 (0,475)	0,0012 (0,218)	0,0029 (0,547)	0,0012 (0,917)	-4	-0,0059 (0,898)	0,0023 (0,166)	-0,0038 (0,856)	-0,0038 (0,857)
-3	0,0026 (0,918)	-0,0019* (0,058)	0,0012 (0,624)	-0,0003 (0,501)	-3	0,0004 (0,955)	-0,0016 (0,135)	0,0067 (0,282)	-0,0030 (0,108)	-3	0,0020 (0,468)	-0,0025 (0,313)	0,0015 (0,631)	-0,0017 (0,793)
-2	0,0020 (0,147)	0,0012 (0,238)	-0,0039 (0,617)	0,0001 (0,329)	-2	0,0051 (0,391)	0,0049 (0,163)	-0,0045 (0,500)	0,0024 (0,345)	-2	0,0011 (0,552)	-0,0120 (0,913)	-0,0023 (0,874)	-0,0019** (0,032)
-1	0,0014 (0,192)	-0,0043 (0,716)	-0,0017 (0,234)	0,0018 (0,711)	-1	0,0010** (0,014)	-0,0055 (0,539)	0,0063** (0,040)	0,0052 (0,914)	-1	0,0048 (0,644)	-0,0059 (0,207)	-0,0064 (0,460)	0,0006 (0,327)
0	-0,0008 (0,454)	-0,0023 (0,535)	-0,0004 (0,608)	0,0008 (0,970)	0	0,0014 (0,715)	0,0050 (0,148)	-0,0014 (0,129)	0,0050* (0,066)	0	-0,0083* (0,059)	-0,0177*** (0,002)	-0,0029 (0,414)	-0,0069*** (0,007)
1	0,0005 (0,334)	-0,0013** (0,039)	0,0018 (0,501)	0,0013 (0,231)	1	0,0057 (0,338)	-0,0004** (0,047)	0,0052** (0,028)	-0,0003*** (0,010)	1	-0,0027 (0,277)	-0,0042 (0,342)	-0,0018 (0,111)	0,0053 (0,898)
2	-0,0037 (0,607)	0,0022 (0,808)	0,0007 (0,301)	-0,0015 (0,474)	2	-0,0012 (0,223)	0,0035** (0,027)	0,0022 (0,154)	0,0034 (0,365)	2	-0,0013 (0,953)	0,0016 (0,009)	0,0005 (0,794)	-0,0053 (0,836)
3	-0,0002 (0,472)	-0,0042 (0,377)	-0,0013 (0,539)	-0,0010 (0,944)	3	-0,0002 (0,689)	-0,0042 (0,219)	-0,0034 (0,153)	-0,0048 (0,252)	3	0,0010 (0,468)	-0,0041 (0,445)	0,0007 (0,728)	0,0032 (0,993)
4	-0,0012 (0,536)	0,0042 (0,401)	0,0014 (0,715)	0,0002 (0,974)	4	-0,0012 (0,403)	0,0046 (0,916)	0,0015 (0,728)	-0,0002 (0,723)	4	0,0012 (0,153)	0,0068 (0,779)	0,0037 (0,262)	0,0006 (0,186)
5	0,0003 (0,093)	0,0017 (0,245)	-0,0016 (0,455)	0,0003 (0,277)	5	0,0045 (0,105)	-0,0021 (0,986)	-0,0044 (0,187)	-0,0024 (0,196)	5	0,0026 (0,172)	0,0072 (0,601)	0,0073 (0,464)	0,0057 (0,194)
CAR					CAR					CAR				
(-5, +5)	-0,0050 (0,724)	-0,0043 (0,492)	0,0037 (0,886)	0,0032 (0,327)	(-5, +5)	0,0099 (0,345)	0,0051 (0,901)	0,0080 (0,827)	0,0093* (0,061)	(-5, +5)	-0,0108 (0,246)	-0,0272* (0,079)	0,0011 (0,804)	0,0000 (0,467)
(-1, +1)	0,0010 (0,306)	-0,0079* (0,052)	-0,0004 (0,493)	0,0040 (0,300)	(-1, +1)	0,0081*** (0,008)	-0,0009 (0,662)	0,0101 (0,148)	0,0099*** (0,007)	(-1, +1)	-0,0061 (0,488)	-0,0278*** (0,005)	-0,0111 (0,170)	-0,0010 (0,284)
(-1, 0)	0,0006 (0,444)	-0,0066 (0,549)	-0,0021 (0,574)	0,0027 (0,495)	(-1, 0)	0,0024*** (0,010)	-0,0005 (0,166)	0,0049 (0,715)	0,0102 (0,160)	(-1, 0)	-0,0034* (0,089)	-0,0236*** (0,003)	-0,0093 (0,555)	-0,0063 (0,219)
(0, +1)	-0,0004 (0,657)	-0,0036** (0,038)	0,0014 (0,968)	0,0022 (0,495)	(0, +1)	0,0071 (0,280)	0,0046 (0,529)	0,0038 (0,557)	0,0047*** (0,001)	(0, +1)	-0,0109 (0,498)	-0,0219*** (0,006)	-0,0047* (0,057)	-0,0016** (0,048)
(-2, 0)	0,0025 (0,757)	-0,0055 (0,659)	-0,0061 (0,622)	0,0028 (0,914)	(-2, 0)	0,0076 (0,202)	0,0044** (0,020)	0,0004 (0,313)	0,0126* (0,057)	(-2, 0)	-0,0023 (0,126)	-0,0356** (0,023)	-0,0115 (0,498)	-0,0082** (0,047)

De las 109 empresas que componen la muestra, 91 son seguidas por los analistas financieros de forma regular y 18 no lo son, lo que ha permitido hacer un análisis diferenciado para estos dos grupos que se presenta en las Tablas 10 y 11. Respecto a las empresas seguidas por los analistas, Tabla 10, en el caso de noticias buenas se observa un AR positivo y significativo el día previo al anuncio en el caso del primer y tercer trimestre, mientras que para el segundo y cuarto trimestre el efecto se observa el día de anuncio y el posterior (este último sólo en el cuarto trimestre). Respecto a las noticias malas el AR observado es negativo y significativo el día de anuncio para el segundo y cuarto trimestre, el día posterior al anuncio para el primer y segundo trimestre y el día previo al anuncio en el caso de publicaciones del tercer trimestre. Para las empresas no seguidas por los analistas financieros se observa que ante el anuncio de noticias buenas correspondientes al cuarto trimestre, se obtiene un rendimiento anormal positivo y significativo dos días antes y el previo a la publicación, lo que, de nuevo, se considera un indicio de utilización de información privilegiada.

Al disponer de la fecha en que los analistas publican las previsiones de consenso sobre el beneficio anual se ha considerado interesante comprobar si esta publicación tiene efecto sobre el precio de los títulos como resultado de la valoración que los inversores realizan de la misma. Las previsiones se publican mensualmente y hacen referencia al beneficio por acción anual, por lo que se ha realizado para cada mes del año un estudio de la rentabilidad anormal alrededor de la publicación de la previsión de los analistas. Los resultados se presentan en la Tabla 12, y podemos comprobar que excepto en junio y diciembre, donde son significativos los días -1 y -3, y de 0 y -4 respectivamente, el resto de meses no es significativo. Sin embargo, si observamos el *CAR*, comprobamos que aumenta la significatividad.

Con la idea de completar el análisis se ha realizado el estudio dividiendo las previsiones de los analistas en buenas noticias y malas noticias. El primer criterio para dividir la muestra ha sido comparar el beneficio por acción previsto por los analistas con el real obtenido el año pasado, de manera que si el primero es superior al segundo, la noticia se califica como buena, y si es inferior como mala. El segundo criterio ha consistido en comparar el beneficio por acción previsto un mes con el previsto el mes anterior, de manera que si la diferencia es positiva, la noticia es buena y mala en caso contrario. El primer criterio, Tabla 13, se ha aplicado sólo a las publicaciones en junio y diciembre, que son los meses que se han obtenido *AR* significativos, mientras que el segundo, Tabla 14, se ha aplicado sobre las publicaciones de diciembre por que la previsión que se hace es anual⁴¹.

⁴¹ Se ha comprobado si las previsiones realizadas por los analistas han sido muy variables a lo largo del tiempo y no ha sido así, por lo que no se ha creído conveniente realizar este análisis para todos los meses.

TABLA 10: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE BENEFICIOS TRIMESTRALES PARA EMPRESAS SEGUIDAS POR ANALISTAS

En el panel A se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de beneficios trimestrales para los 691 anuncios realizados por las 91 empresas seguidas por los analistas financieros que componen nuestra muestra y para el período que abarca desde el tercer trimestre del año 2000 al cuarto trimestre del año 2002. En la segunda fila se recoge el trimestre al que se refieren los resultados y entre paréntesis el número de anuncios disponibles, y en las restantes se recoge el valor del AR y entre paréntesis el p-value del estadístico de Jaffe (1974) y Mandelker (1974). Con los asteriscos se recoge el nivel de significación: ***: 99%, **: 95%, *: 90%. En el Panel B y C se recoge la misma información para las noticias clasificadas como buenas y malas respectivamente.

Panel A: MUESTRA TOTAL					Panel B: BUENAS NOTICIAS					Panel C: MALAS NOTICIAS				
	1 T (134)	2 T (140)	3 T (199)	4 T (218)		1 T (85)	2 T (87)	3 T (79)	4 T (114)		1 T (21)	2 T (23)	3 T (29)	4 T (37)
-5	-0,0024 (0,548)	-0,0014 (0,732)	0,0028 (0,826)	-0,0001 (0,145)	-5	-0,0026 (0,250)	-0,0009 (0,717)	-0,0004 (0,230)	-0,0004 (0,805)	-5	0,0022 (0,154)	0,0006 (0,305)	0,0028 (0,303)	0,0020 (0,137)
-4	-0,0015 (0,392)	0,0000 (0,130)	0,0000 (0,511)	-0,0001 (0,616)	-4	-0,0009 (0,998)	-0,0005 (0,439)	0,0013* (0,056)	0,0007 (0,302)	-4	-0,0026 (0,678)	0,0020 (0,408)	-0,0029 (0,165)	-0,0050 (0,712)
-3	0,0028 (0,251)	-0,0029 (0,119)	0,0018 (0,406)	-0,0006 (0,968)	-3	0,0019 (0,325)	-0,0002 (0,210)	0,0014 (0,583)	-0,0021 (0,728)	-3	-0,0017 (0,678)	-0,0043 (0,160)	0,0011 (0,616)	-0,0014 (0,544)
-2	-0,0002 (0,364)	0,0032 (0,479)	0,0005 (0,300)	-0,0012 (0,232)	-2	0,0017 (0,954)	0,0030* (0,060)	0,0032 (0,192)	-0,0019 (0,752)	-2	0,0006 (0,368)	-0,0046 (0,483)	-0,0019 (0,496)	-0,0031 (0,113)
-1	0,0040*** (0,002)	-0,0022 (0,975)	-0,0026** (0,044)	0,0024 (0,580)	-1	0,0012*** (0,003)	-0,0023 (0,464)	0,0023* (0,051)	0,0050 (0,629)	-1	0,0090 (0,331)	-0,0078 (0,762)	-0,0056* (0,058)	-0,0006 (0,577)
0	0,0003 (0,588)	0,0035* (0,079)	0,0006 (0,821)	0,0016** (0,031)	0	-0,0003 (0,943)	0,0082*** (0,000)	-0,0004 (0,297)	0,0031*** (0,008)	0	-0,0058 (0,180)	-0,0076** (0,044)	-0,0005 (0,851)	-0,0067*** (0,004)
1	0,0025** (0,011)	-0,0006 (0,144)	0,0034* (0,096)	0,0012 (0,156)	1	0,0046 (0,432)	0,0009 (0,131)	0,0043 (0,242)	0,0011** (0,014)	1	-0,0042** (0,031)	-0,0014* (0,088)	-0,0080 (0,162)	0,0001 (0,675)
2	-0,0016 (0,297)	0,0009 (0,176)	-0,0012 (0,392)	-0,0011 (0,751)	2	0,0006 (0,475)	0,0026* (0,055)	0,0022 (0,375)	0,0001 (0,594)	2	-0,0016 (0,406)	0,0020 (0,198)	-0,0041 (0,786)	-0,0046 (0,276)
3	-0,0013** (0,023)	-0,0022 (0,202)	-0,0007 (0,151)	0,0004 (0,565)	3	-0,0014 (0,135)	-0,0027 (0,949)	-0,0007 (0,717)	-0,0003 (0,516)	3	0,0010 (0,704)	-0,0049 (0,271)	-0,0002 (0,881)	0,0025 (0,763)
4	0,0024 (0,122)	0,0023 (0,998)	-0,0008 (0,557)	-0,0006 (0,730)	4	0,0014 (0,331)	0,0019 (0,710)	-0,0038 (0,259)	-0,0020 (0,913)	4	0,0032 (0,795)	0,0029 (0,521)	0,0057 (0,243)	0,0007* (0,078)
5	0,0003 (0,106)	0,0010 (0,480)	0,0001 (0,657)	0,0008 (0,407)	5	0,0021 (0,138)	0,0005 (0,513)	-0,0022 (0,455)	-0,0003 (0,577)	5	0,0021 (0,984)	0,0068 (0,669)	0,0054 (0,339)	0,0034 (0,413)
CAR					CAR					CAR				
(-5, +5)	0,0053 (0,338)	0,0016 (0,523)	0,0039 (0,452)	0,0028 (0,215)	(-5, +5)	0,0083 (0,463)	0,0105 (0,188)	0,0071 (0,329)	0,0029 (0,335)	(-5, +5)	0,0024 (0,509)	-0,0165 (0,294)	-0,0083 (0,848)	-0,0125* (0,060)
(-1, +1)	0,0067*** (0,000)	0,0007 (0,796)	0,0014 (0,988)	0,0052*** (0,006)	(-1, +1)	0,0055** (0,016)	0,0068* (0,081)	0,0062 (0,984)	0,0092*** (0,001)	(-1, +1)	-0,0009 (0,849)	-0,0168 (0,048)	-0,0142 (0,091)	-0,0072*** (0,009)
(-1, 0)	0,0042*** (0,009)	0,0013 (0,131)	-0,0020 (0,126)	0,0040** (0,032)	(-1, 0)	0,0009** (0,012)	0,0059*** (0,001)	0,0019 (0,613)	0,0081** (0,050)	(-1, 0)	0,0033 (0,114)	-0,0154 (0,148)	-0,0062 (0,335)	-0,0073*** (0,010)
(0, +1)	0,0028** (0,019)	0,0029 (0,626)	0,0040 (0,170)	0,0028*** (0,006)	(0, +1)	0,0042 (0,492)	0,0091* (0,071)	0,0039 (0,653)	0,0042*** (0,000)	(0, +1)	-0,0100 (0,399)	-0,0090 (0,009)	-0,0086 (0,169)	-0,0066*** (0,008)
(-2, 0)	0,0040** (0,020)	0,0044 (0,101)	-0,0015 (0,495)	0,0028 (0,186)	(-2, 0)	0,0026 (0,015)	0,0089*** (0,000)	0,0051 (0,163)	0,0062 (0,261)	(-2, 0)	0,0039* (0,089)	-0,0200 (0,481)	-0,0081* (0,085)	-0,0104*** (0,002)

TABLA 11: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE BENEFICIOS TRIMESTRALES PARA EMPRESAS NO SEGUIDAS POR ANALISTAS

En el panel A se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de beneficios trimestrales para los 131 anuncios realizados por las 18 empresas no seguidas por los analistas financieros que componen nuestra muestra y para el período que abarca desde el tercer trimestre del año 2000 al cuarto trimestre del año 2002. En la segunda fila se recoge el trimestre al que se refieren los resultados y entre paréntesis el número de anuncios disponibles, y en las restantes se recoge el valor del AR y entre paréntesis el p-value del estadístico de Jaffe (1974) y Mandelker (1974). Con los asteriscos se recoge el nivel de significación: ***: 99%, **: 95%, *: 90%. En el Panel B y C se recoge la misma información para las noticias clasificadas como buenas y malas respectivamente.

Panel A: MUESTRA TOTAL					Panel B: BUENAS NOTICIAS					Panel C: MALAS NOTICIAS				
	1 T (25)	2 T (23)	3 T (41)	4 T (42)		1 T (5)	2 T (3)	3 T (3)	4 T (4)		1 T (20)	2 T (23)	3 T (29)	4 T (37)
-5	-0,0017 (0,413)	0,0050 (0,513)	-0,0021 (0,337)	-0,0031 (0,785)	-5	0,0333 (0,457)	-0,0138 (0,259)	-0,0021 (0,435)	0,0003 (0,894)	-5	-0,0015 (0,930)	0,0112 (0,535)	0,0000 (0,216)	-0,0096 (0,576)
-4	0,0002 (0,642)	-0,0014 (0,567)	-0,0038 (0,051)	0,0000 (0,826)	-4	-0,0182 (0,139)	-0,0082 (0,358)	-0,0086 (0,795)	-0,0049 (0,907)	-4	0,0004 (0,728)	0,0030 (0,606)	-0,0080 (0,109)	0,0031* (0,079)
-3	-0,0014 (0,760)	-0,0028 (0,079)	0,0000 (0,943)	0,0016 (0,206)	-3	0,0173 (0,583)	-0,0056 (0,678)	-0,0198 (0,714)	-0,0037 (0,810)	-3	0,0084* (0,092)	-0,0065 (0,221)	0,0008 (0,496)	-0,0031 (0,481)
-2	-0,0034 (0,684)	-0,0008 (0,149)	-0,0024 (0,824)	-0,0027 (0,551)	-2	0,0076 (0,795)	0,0112 (0,977)	0,0021 (0,272)	0,0001* (0,079)	-2	-0,0013 (0,112)	0,0032 (0,759)	-0,0069 (0,819)	-0,0081 (0,885)
-1	0,0016 (0,499)	0,0014 (0,473)	-0,0010 (0,158)	0,0024 (0,476)	-1	-0,0087 (0,581)	0,0060 (0,809)	0,0050 (0,273)	0,0243** (0,038)	-1	0,0085 (0,382)	-0,0110 (0,943)	-0,0058 (0,454)	0,0002 (0,832)
0	0,0031 (0,187)	0,0046 (0,245)	0,0036 (0,369)	0,0019 (0,341)	0	0,0123 (0,221)	0,0143 (0,264)	0,0029 (0,894)	-0,0054 (0,619)	0	-0,0035 (0,687)	-0,0178 (0,297)	-0,0083 (0,434)	-0,0038 (0,653)
1	0,0021 (0,890)	-0,0031 (0,728)	0,0037 (0,840)	0,0038 (0,266)	1	0,0056 (0,344)	-0,0020 (0,468)	-0,0113 (0,659)	-0,0274 (0,102)	1	-0,0104 (0,508)	0,0013 (0,458)	0,0080 (0,672)	0,0020 (0,975)
2	0,0014 (0,158)	-0,0044 (0,762)	0,0016 (0,410)	-0,0020 (0,879)	2	-0,0016 (0,416)	-0,0019 (0,382)	0,0103 (0,882)	-0,0200 (0,959)	2	0,0245 (0,850)	0,0028 (0,918)	-0,0034 (0,496)	0,0014 (0,401)
3	0,0008 (0,687)	0,0040 (0,312)	0,0011 (0,954)	-0,0048 (0,736)	3	0,0046* (0,097)	-0,0035 (0,638)	-0,0053 (0,187)	0,0000 (0,703)	3	0,0265 (0,456)	0,0237 (0,676)	-0,0079 (0,978)	-0,0066 (0,719)
4	-0,0004 (0,377)	-0,0030 (0,781)	-0,0058 (0,076)	-0,0006 (0,727)	4	-0,0159* (0,072)	0,0092 (0,524)	-0,0017 (0,660)	0,0004 (0,606)	4	-0,0032 (0,943)	-0,0080 (0,908)	-0,0238 (0,550)	-0,0246 (0,717)
5	-0,0036 (0,573)	-0,0039 (0,145)	-0,0017 (0,189)	-0,0017 (0,539)	5	0,0081** (0,019)	0,0076 (0,156)	-0,0079 (0,846)	0,0025 (0,909)	5	0,0009 (0,944)	0,0101 (0,453)	-0,0160 (0,928)	0,0047 (0,317)
CAR					CAR					CAR				
(-5, +5)	-0,0013 (0,995)	-0,0044 (0,992)	-0,0067 (0,971)	-0,0053 (0,892)	(-5, +5)	0,0443 (0,112)	0,0134 (0,588)	-0,0364 (0,258)	-0,0338 (0,144)	(-5, +5)	0,0494 (0,167)	0,0121 (0,872)	-0,0715 (0,033)	-0,0444* (0,084)
(-1, +1)	0,0068 (0,169)	0,0028 (0,573)	0,0063 (0,199)	0,0080 (0,209)	(-1, +1)	0,0091 (0,594)	0,0184 (0,293)	-0,0034 (0,736)	-0,0085 (0,414)	(-1, +1)	-0,0054 (0,688)	-0,0275 (0,217)	-0,0061 (0,774)	-0,0016 (0,891)
(-1, 0)	0,0047 (0,134)	0,0059 (0,841)	0,0026 (0,108)	0,0043 (0,214)	(-1, 0)	0,0036 (0,190)	0,0203 (0,463)	0,0079 (0,449)	0,0189** (0,035)	(-1, 0)	0,0050 (0,339)	-0,0288 (0,355)	-0,0141 (0,976)	-0,0036 (0,851)
(0, +1)	0,0052 (0,288)	0,0014 (0,209)	0,0073 (0,381)	0,0056 (0,220)	(0, +1)	0,0178 (0,808)	0,0123 (0,171)	-0,0084 (0,627)	-0,0328 (0,297)	(0, +1)	-0,0139 (0,836)	-0,0165 (0,178)	-0,0004 (0,370)	-0,0018 (0,747)
(-2, 0)	0,0013 (0,073)	0,0052 (0,698)	0,0002 (0,198)	0,0015 (0,407)	(-2, 0)	0,0112** (0,015)	0,0316*** (0,000)	0,0100 (0,163)	0,0189 (0,261)	(-2, 0)	0,0037 (0,670)	-0,0256 (0,539)	-0,0210 (0,869)	-0,0117 (0,948)

TABLA 12: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE LAS PREVISIONES DE LOS ANALISTAS

En esta tabla se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de previsiones de beneficios anuales realizados por los analistas. Las previsiones se han obtenido de la base de datos I/B/E/S, son referentes al beneficio anual y se publican el martes siguientes al tercer viernes de cada mes. En las filas correspondientes a cada periodo de la ventana de evento se recoge el AR y entre paréntesis el p-value del estadístico t de Jaffe (1974)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMB.	OCTUBRE	NOVIEMB.	DICIEMB.
-5	-0,0002 (0,874)	0,0004 (0,580)	-0,0051 (0,206)	-0,0004 (0,818)	0,0026 (0,561)	-0,0018 (0,436)	-0,0022 (0,330)	-0,0002 (0,433)	-0,0161 (0,326)	0,0027 (0,718)	-0,0004 (0,731)	-0,0003 (0,424)
-4	-0,0010 (0,483)	0,0009 (0,627)	-0,0013 (0,278)	0,0012 (0,803)	-0,0016 (0,921)	-0,0005 (0,351)	-0,0016 (0,812)	0,0010 (0,549)	0,0079 (0,287)	-0,0037 (0,305)	0,0016 (0,625)	-0,0033** (0,034)
-3	0,0041 (0,120)	0,0009 (0,566)	0,0015 (0,401)	-0,0027 (0,617)	-0,0016 (0,591)	-0,0012* (0,591)	-0,0010 (0,568)	-0,0017 (0,677)	-0,0015 (0,553)	0,0022 (0,276)	-0,0010 (0,614)	0,0008 (0,200)
-2	-0,0006 (0,113)	0,0011 (0,500)	-0,0011 (0,363)	0,0025 (0,251)	0,0003 (0,837)	-0,0024 (0,219)	0,0028 (0,369)	0,0001 (0,711)	-0,0078 (0,167)	-0,0007 (0,799)	-0,0016 (0,681)	-0,0020 (0,553)
-1	0,0020 (0,565)	-0,0025 (0,401)	0,0026 (0,124)	0,0049 (0,228)	0,0004 (0,506)	-0,0025* (0,052)	-0,0016 (0,845)	-0,0031 (0,818)	-0,0030 (0,597)	-0,0003 (0,229)	0,0035 (0,543)	-0,0013 (0,122)
0	-0,0002 (0,845)	0,0013 (0,620)	-0,0006 (0,792)	0,0026 (0,259)	0,0016 (0,501)	0,0019 (0,475)	-0,0002 (0,891)	-0,0006 (0,795)	-0,0063 (0,114)	-0,0041 (0,250)	0,0053 (0,141)	-0,0057** (0,041)
1	0,0012 (0,421)	0,0019 (0,399)	-0,0049 (0,234)	0,0027 (0,106)	0,0014 (0,824)	-0,0085 (0,451)	-0,0005 (0,549)	-0,0009 (0,356)	-0,0015 (0,364)	-0,0048 (0,694)	0,0014 (0,267)	-0,0037 (0,515)
2	0,0053 (0,770)	-0,0015 (0,512)	-0,0032 (0,591)	0,0025 (0,281)	-0,0001 (0,872)	0,0031 (0,387)	-0,0026 (0,404)	-0,0014 (0,882)	-0,0067 (0,107)	0,0011 (0,704)	0,0010 (0,589)	0,0011 (0,285)
3	0,0059 (0,152)	-0,0007 (0,659)	0,0027 (0,464)	-0,0010 (0,248)	0,0009 (0,506)	0,0066 (0,691)	-0,0013 (0,815)	-0,0015 (0,607)	-0,0042 (0,603)	0,0037 (0,310)	0,0013 (0,706)	0,0025 (0,625)
4	0,0019 (0,794)	-0,0012 (0,747)	-0,0028 (0,480)	0,0005 (0,646)	-0,0002 (0,477)	0,0034 (0,642)	0,0003 (0,510)	0,0014 (0,757)	0,0060 (0,155)	0,0040 (0,416)	0,0012 (0,551)	-0,0065 (0,155)
5	0,0000 (0,819)	-0,0022 (0,987)	-0,0033 (0,104)	0,0005 (0,823)	0,0016 (0,286)	0,0013 (0,358)	0,0028 (0,478)	-0,0024 (0,994)	0,0040** (0,035)	0,0017 (0,344)	0,0008 (0,873)	-0,0016 (0,904)
CAR												
(-5, +5)	0,0184** (0,014)	-0,0016 (0,893)	-0,0155** (0,024)	0,0133** (0,028)	0,0053 (0,407)	-0,0004 (0,873)	-0,0051 (0,505)	-0,0094 (0,327)	-0,0295*** (0,003)	0,0018 (0,589)	0,0131* (0,079)	-0,0201*** (0,002)
(-1, +1)	0,0030 (0,430)	0,0008 (0,751)	-0,0029 (0,521)	0,0102** (0,012)	0,0034 (0,321)	-0,0090** (0,048)	-0,0022 (0,552)	-0,0046 (0,352)	-0,0108** (0,041)	-0,0093 (0,149)	0,0103** (0,037)	-0,0108*** (0,005)
(-1, 0)	0,0018 (0,760)	-0,0012 (0,311)	0,0020 (0,113)	0,0075* (0,081)	0,0020 (0,316)	-0,0006* (0,077)	-0,0018 (0,803)	-0,0037 (0,713)	-0,0093* (0,079)	-0,0044* (0,079)	0,0088* (0,094)	-0,0070*** (0,008)
(0, +1)	0,0010 (0,610)	0,0032 (0,751)	-0,0055 (0,383)	0,0054** (0,036)	0,0030 (0,492)	-0,0065 (0,970)	-0,0007 (0,572)	-0,0015 (0,353)	-0,0078* (0,052)	-0,0090 (0,462)	0,0067* (0,051)	-0,0094** (0,026)
(-2, 0)	0,0012 (0,116)	-0,0001 (0,652)	0,0009* (0,059)	0,0101** (0,031)	0,0023 (0,454)	-0,0029 (0,395)	0,0010 (0,412)	-0,0036 (0,590)	-0,0171** (0,020)	-0,0051 (0,131)	0,0073* (0,085)	-0,0090** (0,020)

TABLA 13: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE LAS PREVISIONES DE LOS ANALISTAS CLASIFICANDO LA PREVISIÓN COMO BUENA O MALA

En esta tabla se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de previsiones de beneficios anuales realizados por los analistas. Las previsiones se han obtenido de la base de datos I/B/E/S, son referentes al beneficio anual y se publican el martes siguientes al tercer viernes de cada mes. En la fila correspondiente a cada periodo de la ventana de evento se recoge el AR y entre paréntesis el p-value del estadístico t de Jaffe (1974). La clasificación como buena o mala noticia se ha realizado comparando el EPS previsto con el EPS real del año anterior, si la diferencia es positiva la noticia se ha considerado buena y si es negativa, mala.

BUENAS NOTICIAS			MALAS NOTICIAS		
AR	DICIEMB.	JUNIO	AR	DICIEMB.	JUNIO
-5	-0,0003 (0,634)	-0,0022 (0,866)	-5	0,0013 (0,205)	-0,0061 (0,318)
-4	-0,0034** (0,048)	-0,0008 (0,223)	-4	-0,0045* (0,097)	-0,0021 (0,702)
-3	0,0010 (0,582)	0,0004 (0,183)	-3	-0,0010 (0,143)	-0,0028* (0,063)
-2	-0,0008 (0,189)	-0,0007 (0,379)	-2	-0,0062 (0,756)	-0,0055 (0,265)
-1	-0,0009 (0,693)	-0,0029** (0,038)	-1	-0,0091** (0,038)	-0,0059 (0,472)
0	-0,0041* (0,087)	-0,0006 (0,666)	0	-0,0130* (0,065)	0,0117 (0,127)
1	-0,0018 (0,593)	-0,0094 (0,334)	1	-0,0141 (0,190)	-0,0039 (0,426)
2	0,0013 (0,843)	0,0017 (0,832)	2	-0,0014 (0,188)	0,0084 (0,366)
3	0,0018 (0,639)	0,0042 (0,686)	3	0,0080 (0,991)	0,0205 (0,565)
4	-0,0055 (0,267)	0,0041 (0,494)	4	-0,0117 (0,324)	-0,0012 (0,769)
5	-0,0018 (0,725)	0,0002 (0,278)	5	-0,0072 (0,762)	0,0051 (0,299)
CAR			CAR		
(-5, +5)	-0,015* (0,061)	-0,006 (0,271)	(-5, +5)	-0,0589*** (0,000)	0,0181 (0,330)
(-1, +1)	-0,007* (0,071)	-0,013*** (0,008)	(-1, +1)	-0,0361*** (0,001)	0,0019 (0,716)
(-1, 0)	-0,005* (0,083)	-0,003** (0,018)	(-1, 0)	-0,0220*** (0,004)	0,0058 (0,308)
(0, +1)	-0,006* (0,071)	-0,010 (0,280)	(0, +1)	-0,0270** (0,018)	0,0078 (0,337)
(-2, 0)	-0,006 (0,489)	-0,004** (0,046)	(-2, 0)	-0,0282*** (0,004)	0,0003 (0,115)

Si se analizan los resultados de la Tabla 13 se observa que los rendimientos significativos son siempre negativos, tanto ante noticias buenas como ante las malas (igual que cuando se realizaba el análisis en la Tabla 12 para el conjunto). En el caso de las noticias buenas el rendimiento anormal es significativo en 0 y -4 para los anuncios de diciembre y en -1 para los de junio; y para las noticias malas es significativo en 0 y -1 para los anuncios de diciembre y en -3 para los de junio.

En la Tabla 14 se observa que, de nuevo con este criterio de clasificación de noticia, el AR significativo vuelve a ser negativo ante noticias buenas y malas, si bien en este caso sólo es significativo en 0 y en -4 para las noticias malas.

TABLA 14: RENDIMIENTO ANORMAL ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE LAS PREVISIONES DE LOS ANALISTAS CLASIFICANDO LA PREVISIÓN COMO BUENA O MALA

En esta tabla se recoge el resultado del rendimiento anormal alrededor del anuncio de previsiones de beneficios anuales realizados por los analistas. Las previsiones se han obtenido de la base de datos I/B/E/S y se publican el martes siguientes al tercer viernes de cada mes y son referentes al beneficio anual. En la fila correspondiente a cada periodo de la ventana de evento se recoge el AR y entre paréntesis el p-value del estadístico t de Jaffe (1974). La clasificación como buena o mala noticia se ha realizado comparando el EPS previsto en el mes de diciembre con el EPS previsto el mes anterior, si la diferencia es positiva la noticia se ha considerado buena y si es negativa, mala.

AR	BUENA (62)	MALA (90)
-5	0,0002 (0,251)	-0,0005 (0,738)
-4	-0,0048 (0,144)	-0,0029* (0,061)
-3	-0,0015 (0,377)	0,0012 (0,560)
-2	-0,0005 (0,870)	-0,0021 (0,519)
-1	-0,0079 (0,204)	0,0011 (0,129)
0	-0,0085* (0,064)	-0,0060* (0,060)
1	-0,0048 (0,158)	-0,0031 (0,335)
2	0,0014 (0,663)	0,0016 (0,205)
3	0,0032 (0,594)	0,0024 (0,251)
4	-0,0067 (0,149)	-0,0058 (0,233)
5	-0,0043 (0,788)	-0,0009 (0,676)
CAR		
(-5, +5)	-0,0343*** (0,002)	-0,0151** (0,022)
(-1, +1)	-0,0212*** (0,005)	-0,0080* (0,051)
(-1, 0)	-0,0164** (0,019)	-0,0049* (0,012)
(0, +1)	-0,0133** (0,015)	-0,0091 (0,247)
(-2, 0)	-0,0170** (0,034)	-0,0070** (0,035)

Para finalizar este apartado se presenta un cuadro resumen, Tabla 15, donde aparecen los días de la ventana de suceso en los que se obtiene rendimiento anormal significativo para cada una de las clasificaciones realizadas.

TABLA 15: CUADRO RESUMEN

En esta tabla se recoge, a modo de resumen, los días de la ventana de suceso en los que se obtiene rendimiento anormal significativo para cada una de las clasificaciones que realizadas.

		1 T	2 T	3 T	4 T
NOTICIAS BUENAS	TOTAL	-1	0	-1	0, 1
	CNMV	-1	0		0, 1
	PRENSA	-1	0	0	0, 1
	GRANDES		0		1
	PEQUEÑAS	-1	1	-1, 1	1
	SEGUIDAS	-1	0	-1	0, 1
	NO SEGUIDAS				-2, -1
NOTICIAS MALAS	TOTAL	1	0, 1		0
	CNMV	1	0		0
	PRENSA	1	0, 1		0
	GRANDES	0, 1			-1
	PEQUEÑAS	0	0		0
	SEGUIDAS	1	0, 1	-1	0
	NO SEGUIDAS				

El resultado más interesante es la presencia de rentabilidad anormal el día previo al anuncio del beneficio de una noticia buena en el primer trimestre cuando se estudia el total de la muestra, los anuncios de CNMV, los de prensa, los de empresas pequeñas y los de empresas seguidas por analistas. Esto puede indicar la presencia de información privilegiada en momento en los que hay menos información sobre la empresa (datos correspondientes al primer trimestre) y que se utilizaría por los agentes informados antes de que se haga pública.

Este efecto también se encuentra en los anuncios de noticias buenas correspondientes al cuarto trimestre para empresas no seguidas por analistas, donde se observa desde los dos días previos a su publicación, y para los correspondientes al primer y tercer trimestre para empresas pequeñas y para las seguidas por analistas.

5. Conclusiones

Como se ha indicado, el presente trabajo, tiene como objetivo comprobar si ante la llegada de nueva información al mercado, materializada en el anuncio de beneficios trimestrales, los precios reaccionan incorporando las noticias relevantes, y analizar el momento en que esa reacción del precio tiene lugar con la idea de detectar la presencia de información privilegiada.

Para conseguir este objetivo se ha empleado la metodología del event study utilizando como modelo generador de rendimiento el modelo de tres factores de Fama y French (1992), (1993).

Observando los valores medios obtenidos de las rentabilidades anormales para los diferentes análisis realizados y comentados en los apartados anteriores, se pueden extraer las siguientes conclusiones:

1. El modelo de tres factores de Fama y French (1993) ofrece una mayor capacidad explicativa del rendimiento medio para el mercado español, obteniendo una mejora importante respecto a los resultados del modelo de mercado, especialmente en el caso de carteras pequeñas.
2. Existe rendimiento anormal significativo alrededor del anuncio de beneficios trimestrales que es positivo ante anuncios de beneficios que supongan buenas noticias y negativo ante anuncios de beneficios que supongan malas noticias. Los resultados coinciden con lo esperado, pero no con los obtenidos por Sanabria (2003) para el mercado español.
3. La magnitud del rendimiento anormal es superior ante noticias malas que ante las buenas, lo que confirma las conclusiones de Odabassi (1998)
4. Se detecta la presencia del efecto tamaño que implica que el rendimiento anormal ante el anuncio de beneficios es superior en el caso de empresas pequeñas que en las grandes. Estos resultados están en línea con los obtenidos por Atiase (1985),(1987) y Dempsey (1989).
5. Ante anuncios de beneficios que suponen buenas noticias se detecta rendimiento anormal positivo y significativo el día previo a la publicación en los anuncios del primer trimestre, en los realizados por empresas pequeñas y por empresas seguidas por los analistas en el primer y tercer trimestre y en los efectuados por empresas no seguidas por los analistas en el cuarto trimestre (en este caso, desde los dos días previos a la publicación). Esto se interpreta como un indicio de presencia de información privilegiada cuyo estudio se afrontará en futuras investigaciones.
6. La presencia de información privilegiada se detecta ante noticias buenas de las que el agente con información privada puede obtener un beneficios, pero no ante anuncios de noticias malas. También se encuentra ante los anuncios efectuados por empresas pequeñas, sobre las que existe menos información pública y ante los realizados por empresas no seguidas por los analistas en el cuarto trimestre, efecto que se detecta desde los dos días previos a la publicación. Como se ha indicado, en el futuro se pretende profundizar en el estudio de la utilización de esa información privada.
7. La publicación de las estimaciones de consenso de los analistas financieros no tienen efecto sobre los precios, excepto en casos muy puntuales de los que no se puede extraer una pauta de comportamiento.

Referencias bibliográficas

- Arcas, M.J., Rees, W.P. (1999): "Regularities in the equity price response to earnings announcements in Spain", *European Accounting Review* 8, 585-607.
- Armitage, S. (1995) "Event study methods and evidence on their performance", *Journal of Economic Surveys* 9, 25-52.
- Atiase, R.K. (1985) "Predisclosure information, firm capitalization and security price behaviour around earnings announcements", *Journal of Accounting Research* 23, 21-36.
- Atiase, R.K. (1987) "Market implications of predisclosure information: size and exchange effects", *Journal of Accounting Research* 25, 168-176.
- Ball, R. y Brown, P. (1968) "An empirical evaluation of accounting income numbers", *Journal of Accounting Research* Autum 159-178.
- Ball, R. y Kothari, S.P. (1991) "Security returns around earnings announcements", *Accounting Review* 66, 718-738
- Banz, R.W. (1981) "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.
- Basu, S. (1983) "The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: further evidence", *Journal of Financial Economics* 12, 129-156.
- Beaver, W. (1968) "The information content of annual earnings announcements", *Empirical research in accounting: selected studies* 6 supplement, 67-92
- Beaver, W., Clarke, R. y Wright, W. (1979) "The association between unsystematic security returns and the magnitude of earnings forecast errors", *Journal of Accounting Research* 17, 316-340.
- Bernard, V.L. (1987) "Cross-sectional dependence and problems in inference in market-based accounting research", *Journal of Accounting Research* 25, 1-48.
- Bernard, V.L. y Thomas, J.K. (1989) "Post earnings announcement drift: delayed price response or risk premium?", *Journal of Accounting Research* 27 supplement, 1-36.
- Booth, G.G., Kallunki, J. y Martikainen, T. (1997) "Delayed price response to the announcements of earnings and its components in Finland", *European Accounting Review* 6, 377-392.
- Binder, J.J. (1998) "The event study methodology since 1969", *Review of Quantitative Finance and Accounting* 11, 11-137.
- Brown, S.J. y Warner, J.B. (1985) "Using daily stock returns. The case of event studies", *Journal of financial Economics* 14, 3-31.
- Brown, S. y Weinstein, M.I. (1985) "Derived factors in event studies", *Journal of Financial Economics* 14, 3-31.
- Cáceres, R.M (2003) "El riesgo beta y la valoración de activos financieros en el mercado bursátil español" Tesis doctoral Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. y McKinlay, A.C. (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Chan, L.K., Hamao, Y. y Lakonishok, J. (1991) "Fundamentals and stock returns in Japan", *Journal of Finance* 46, 1739-1789.

- Collins, D.W. y Dent, W.T. (1984) "A comparison of alternative testing methodologies used in capital market research", *Journal of Accounting Research* 22, 48-84.
- Dempsey, S.J. (1989) "Predisclosure information search incentives, analyst following and earnings announcement price response", *Accounting Review* 64, 748-757.
- Dumontier, P. y Raffournier, B. (2002) "Accounting and capital markets: a survey of the European evidence", *European Accounting Review* 11, 119-151.
- Dyckman, T., Philbrick, D. y Stephan, J. (1984) "A comparison of event study methodologies using daily stock returns: a simulation approach", *Journal of Accounting Research* 22, 1-33.
- Elsharkawy, A. y Garrod, N. (1996) "The impact of investor sophistication on price responses to earnings news", *Journal of Business Finance and Accounting* 23, 221-236.
- Fama, E.F. y French, K.R. (1992): "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance* 47, 427-465.
- Fama, E.F. y French, K.R. (1993): "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fernández, E. y García, M. (2001): "Los efectos lunes y tamaño: Una justificación basada en las asimetrías de información", *Análisis Financiero* 85, 30-50.
- Gajewski, J. y Quéré, B.P. (2001) "The information content of earnings and turnover announcements in France", *European Accounting Review* 10, 679-704.
- Grant, E.B. (1980) "Market implications of differential amounts of interim information", *Journal of Accounting Research* 18, 255-268.
- Hew, D., Skerratt, L., Strong, N. y Walker, M. (1996) "Post earnings announcement drift: some preliminary evidence for the UK", *Accounting and Business Research* 26, 283-293.
- Jaffe, J.F. (1974) "Special information and insider trading", *Journal of Business* July, 410-428.
- Jagannathan, R. y Wang, Z. (1996) "The conditional CAPM and the crossection of expected returns", *Journal of Finance* 51, 3-53.
- Landsman, W.R., y Maydew, E.L. (2001) "Beaver (1968) revisited: has the information content of quarterly earnings announcements declined in the past three decades?", *Journal of Accounting Research* 40, 797-808.
- Laurent, M. (2000) "The effect of earnings release for Belgian listed companies", Working Paper WP-CEB: n° 03/005, Université Libre de Bruxelles
- Mandelker, G. (1974) "Risk and return: the case of merging firms", *Journal of Financial Economics* 1, 303-335.
- Marín, J.M. y Rubio, G. (2001) *Economía Financiera*, Ed. Antonio Bosch, Barcelona.
- Nieto, B. (2001) "Un modelo de valoración intertemporal de activos sin consumo: análisis empírico para el mercado español de valores", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2001-02.
- Nieto, B. (2001 b) "Los modelos multifactoriales de valoración de activos: un análisis empírico comparativo", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2001-19.
- Odabasi, I. (1998) "Security returns' reactions to earnings announcements: a case study on the Istanbul stock exchange", *Review of Social, Economic and Administrative Studies* 12, 3-19.

- Opong, K.K. (1995) "The information content of interim financial reports: UK evidence", *Journal of Business Finance and Accounting* 22, 269-279.
- Pope, P. E Inyangete, Ch.G. (1992): "Differential information, the variability of UK stock returns and earnings announcements", *Journal of Business Finance and Accounting* 19, 603-623.
- Rosenberg, B., Reid, K. y Lanstein, R. (1985) "Persuasive evidence of market inefficiency", *Journal of Portfolio Management* 11, 9-17.
- Rubio, G. y Tapia, M. (1998) "The liquidity premium in equity pricing under a continuous auction system", *European Journal of Finance* 4, 1-28.
- Sanabria, S. (2004) "Comportamiento de los precios y volúmenes de negociación ante anuncios de beneficios anuales", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2004-03.